Aus der Medizinischen Klinik der Universität Tübingen
Direktor: Professor Dr. H. E. Bock

Experimentelle und statistische Untersuchungen an gesunden Männern zur Zuverlässigkeit und Wetterabhängigkeit des ^{131}J-Trijodthyronintests nach HAMOLSKY

Inaugural-Dissertation
zur Erlangung des Doktorgrades der Medizin
einer Hohen Medizinischen Fakultät
der Eberhard-Karls-Universität zu Tübingen

vorgelegt von

Nils Schüle

aus Posen

1968

9487

Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41547604_0093

Aus der Medizinischen Klinik der Universität Tübingen
Direktor: Professor Dr. H. E. Bock

Experimentelle und statistische Untersuchungen an gesunden Männern zur Zuverlässigkeit und Wetterabhängigkeit des ^{131}J-Trijodthyronintests nach HAMOLSKY

Inaugural-Dissertation
zur Erlangung des Doktorgrades der Medizin
einer Hohen Medizinischen Fakultät
der Eberhard-Karls-Universität zu Tübingen

vorgelegt von

Nils Schüle

aus Posen

UNIV.
LEIDEN
BIBL.

Dekan : Prof. Dr. W. Graumann
1. Berichterstatter : Prof. Dr. E. Kallee
(Prof. Dr. H.E. Bock)
2. Berichterstatter : Prof. Dr. M.-P. Geppert

INHALTSVERZEICHNIS

Seite

Einleitung 5

Methodik 6

Ergebnisse 7

1 Befunde bei achtzehn gesunden männlichen Versuchspersonen 7

2 Einfluß einiger besonderer Ereignisse 9

3 Statistische Untersuchungen zur Frage der Wetterabhängigkeit 9

3.1 Abhängigkeit des T_3-Tests von einem Zeitfaktor 9

3.11 Tagesmittelwerte 10

3.12 Varianzanalysen 11

3.13 Korrelationen der T_3-Testwerte von Tag zu Tag 12

3.14 Covarianzanalyse mit den Tagesmittelwerten 12

3.2 Auswahl von Wettervariablen 13

3.21 Auswahl von Wetterelementen 13

3.22 Messungen 14

3.23 Abkürzungen der Wettervariablen 15

3.24 Transformierung der Werte der Wetterelemente 15

3.25 Kriterien der Auswahl von Variablen für die Covarianzanalysen 15

3.3 Statistische Prüfung des Wettereinflusses 16

3.31 Zuverlässigkeit des T_3-Tests und Wettereinfluß 16

3.32 Zur Physiologie des Wettereinflusses . . . 20

3.321 Covarianzanalysen mit einzelnen Wettervariablen 21

3.322 Multiple Regressionsanalysen der Vpn . . . 26

Diskussion 30
1 Reproduzierbarkeit des T_3-Tests 30
2 Zusammenhang zwischen Wetter und T_3-Test . . 32
3 Folgerungen für die Zuverlässigkeit des T_3-Tests 37

Zusammenfassung 39

Statistischer Anhang 40
1 Varianzanalysen 40
1.1 Zweifache Varianzanalyse 40
1.2 Dreifache Varianzanalyse 41
2 Covarianzanalysen 42
2.1 Allgemeines Modell 42
2.2 Aus $(q_{ab})_e$ abgeleitete Korrelationen . . . 44
2.3 Die Quadratsumme durch die Regression bei Covarianzanalysen mit zwei Covariablen . . 45
2.4 Eliminieren von Covariablen 47
3 Regressionsanalysen 48

Tabellen 50

Literaturverzeichnis 60

EINLEITUNG

Der ^{131}J-Trijodthyronintest an Erythrozyten in vitro (HAMOLSKY et al., 1957), hier als T_3-Test bezeichnet, hat sich als klinisches Routineverfahren allgemein eingebürgert und ist technisch einfach durchzuführen. Als theoretisches Prinzip liegen ihm komplizierte Adsorptions-Verteilungsgleichgewichte zugrunde, die nicht in allen physikalisch-chemischen Einzelheiten geklärt und überschaubar sind. Empirisch vermitteln die Testergebnisse durch die Bestimmung des Anteils an Trijodthyronin, der an den Erythrozyten haftet, ein indirektes Maß für die Höhe des Thyroxinspiegels im Blut.

Zur Zeit besteht noch keine einheitliche Auffassung über die klinische Brauchbarkeit des Tests. Die Gründe dafür sind hauptsächlich in extrathyreoidalen Einflüssen zu suchen, die teilweise erst seit kurzem bekannt sind (Übersicht bei KNAPP, 1967). Zu den häufigsten, von Anfang an bekannten Fehlerquellen gehört der Einfluß von Östrogenen, der bei Frauen zu erheblichen zyklusabhängigen Schwankungen führen kann (MURPHY, 1959; MALKASIAN und TAUXE, 1965).

Bei gesunden Männern liegen die Werte des T_3-Tests im Durchschnitt etwas höher als bei gesunden Frauen.- Die Streubreite wurde bereits an Tausenden von Normalpersonen ermittelt; dennoch fand sich in der Literatur nur eine eingehendere Arbeit über Kontrollbestimmungen (PARROW und TAUBE; 1961) und keine, die sich mit intraindividuellen Schwankungen der Testwerte während längerer Beobachtungsperioden beschäftigt hätte. Das Ziel dieser Arbeit war deshalb, die intraindividuelle Schwankungsbreite des T_3-Tests bei gesunden Männern im Verlauf eines Monats zu untersuchen. Außerdem wurde in einfachen und multiplen Regressions- und Covarianzanalysen der Einfluß von sechs Wetterelementen auf den T_3-Testwert bestimmt.

METHODIK

Versuchsaufbau

Achtzehn klinisch gesund erscheinende Männer (14 Ärzte, drei Studenten und ein Pfleger im Alter von 22-36 Jahren) stellten sich für das Experiment zur Verfügung. Bei jedem von ihnen wurde jeweils montags, mittwochs und freitags in der Zeit vom 6. September bis 4. Oktober 1965 der T_3-Test nach HAMOLSKY bestimmt. Die Blutentnahme erfolgte morgens zwischen 9 und 13 Uhr während der normalen Arbeitszeit der Versuchspersonen (Vpn), die bis zu diesem Zeitpunkt meist nüchtern blieben. Nachtdienste, sportliche Betätigung, längere Autofahrten, Infekte, Medikamenteneinnahme, besondere Erlebnisse und ungewöhnliche Ereignisse wurden regelmäßig festgehalten.

^{131}J-Trijodthyronintest

Jede heparinisierte Blutprobe wurde für Dreifachbestimmungen aufgeteilt und nach dem von HAMOLSKY et al. (1957) angegebenen Verfahren mit ^{131}J-Trijodthyronin der Farbwerke Hoechst versetzt, eine Stunde bei 37°C inkubiert und viermal mit je 10 ml 0,9% Na-Cl-Lösung gewaschen. In einem Szintillationsbohrlochkristall der Firma Frieseke&Höpfner wurde die Impulszahl/min der Gesamtprobe vor der Inkubation (A) und der Erythrozyten nach dem Waschen (B) gemessen. A war von der Größenordnung 50 000 Impulse/min, der Nulleffekt n_o lag etwa bei 400 Impulsen/min. Der Quotient 10 000 $(B-n_o)/(A-n_o)$ wurde durch den Hämatokrit (Hkt, in %) geteilt und mit der Hkt-Korrektur nach KNAPP et al. (1967) auf einen Hkt von 40% standardisiert. Der Testwert ergab sich durch Mitteln der drei Einzelmessungen als Prozentzahl.

ERGEBNISSE

1 Befunde bei 18 gesunden männlichen Versuchspersonen

Die Versuchsserie ergab insgesamt 204 T_3-Teste. (30 T_3-Teste fehlten, weil 27mal Versuchspersonen (Vpn) nicht erreichbar waren und 3mal methodische Irrtümer unterliefen).

Der Gesamt-Mittelwert war 14,6%; die Testwerte reichten von 11,4% bis 22,0%. Aus der Lage der Häufigkeitssummen im Wahrscheinlichkeitsnetz (Abb.1, S.8) läßt sich ablesen, daß etwa 95% der Testwerte zwischen 11,5% und 19,0% liegen. Der Meßfehler der Einzelmessung war $s''=0,53\%$ ($s''^2=0,283$, siehe Tab. 3.12, S.11).

Die Mittelwerte, Varianzen und Streuungen nach Vpn und nach Tagen gehen aus Tab.1 (S.51) hervor.

Keiner der Mittelwerte der einzelnen Vpn liegt außerhalb des klinischen Normalbereichs für Männer (in Tübingen etwa 12% bis 17%); jedoch zeigen die Einzelmessungen innerhalb der Vpn oft starke Schwankungen, die sich nicht nur im klinischen Normalbereich bewegen und so die Zuverlässigkeit des T_3-Tests in Frage stellen.

Das Zusammentreffen des höchsten Mittelwertes von 16,93% mit der höchsten Varianz von 6,89 bei Vp 15 ließ vermuten, daß die T_3-Einzelwerte um so mehr streuen, je höher der T_3-Mittelwert liegt. Diese Hypothese wurde gestützt durch die mit $p<0,01$ signifikante positive Korrelation zwischen Mittelwert und Varianz aller Vpn ($r=+0,67$, $n=18$).

Der BARTLETT-Test für die Gleichheit von Varianzen zeigte bei den 18 Vpn signifikante Unterschiede ($p<0,01$). Entsprechendes ergab sich beim Eintragen der Häufigkeitssummen der 204 Testwerte in ein Wahrscheinlichkeitsnetz (Abb.1, S.8); die Kurve weicht deutlich von der einer Normalverteilung entsprechenden Geraden ab. Eine dabei leicht angedeutete Asymmetrie ließ sich im Zeichentest nicht bestätigen. Beide Ausgangs-

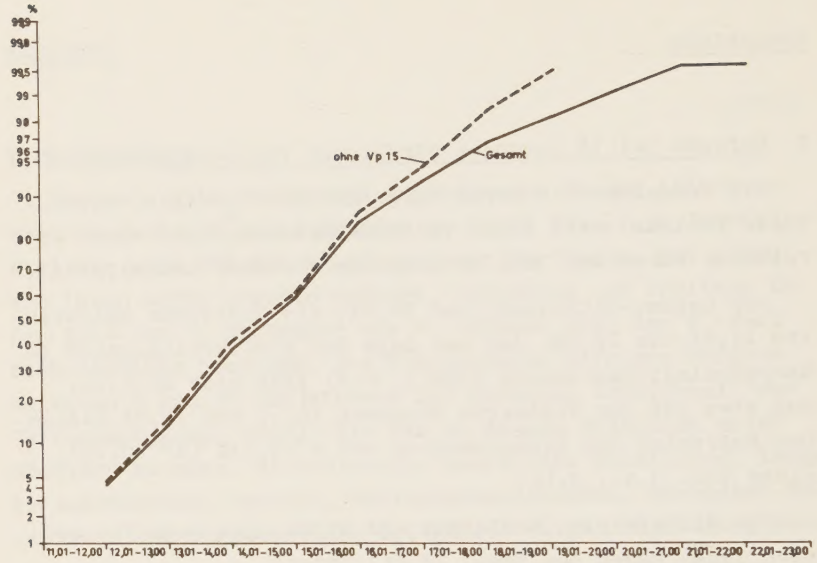


Abb.1: Häufigkeitssummen aller 204 T_3-Testwerte und der 192 Testwerte ohne Vp 15.
Abszisse: T_3-Werte
Ordinate: Häufigkeitssummen in % der Gesamtzahl

werte, der Quotient $(B-n_o)/(A-n_o)$ und der Hkt sind annähernd normalverteilt.

Ohne die Werte der Vp 15 ergibt sich jedoch ein normales Bild: mit dem BARTLETT-Test läßt sich dann die Gleichheit der 17 Varianzen nicht widerlegen ($p<0,40$), und die restlichen 192 Werte weichen im Wahrscheinlichkeitsnetz nur noch zufällig von der Geraden ab. Die Vp 15 hatte zwar einige unsichere Zeichen einer leichten Überfunktion aufzuweisen, konnte aber während der Versuchsperiode nicht als klinisch hyperthyreot bezeichnet werden. Da SODEE (1963) bei 14,7% seiner 667 Normalpersonen unerklärlich hohe T_3-Testwerte fand und da die weitere statistische Analyse gegen Abweichungen von der Normalverteilung wenig empfindlich ist, wurden die Werte der Vp 15 im Kollektiv belassen.

2 Einfluß einiger besonderer Ereignisse

Die Veränderungen der T_3-Werte am Tag nach einem von den Vpn angegebenen "besonderen Ereignis" wurden grob zusammengefaßt und ergaben:

nach wenig Schlaf: in 4 von 6 Fällen (5 Vpn) eine Erhöhung des T_3-Wertes, Mittel +0,6%, Maxima +2,6% und -1,5%;

nach Alkoholgenuß: in 8 Fällen (5 Vpn) eine Erhöhung, Mittel +1,2%, Maximum +3,2%;

nach sportlicher Betätigung: in 9 von 12 Fällen (8 Vpn) eine Senkung, Mittel -0,4%, Maxima -2,5% und +3,3%;

nach Nachtdienst: in 6 von 10 Fällen (7 Vpn) eine Erhöhung, Mittel +0,5%, Maxima +3,6% und -1,4%;

nach Sauna: in einem Fall eine Senkung um 1,4%;

bei besonders erfreulichen Erlebnissen: in 4 Fällen (4 Vpn) eine Erhöhung, Mittel +2,0%, Maximum +2,6%;

bei ärgerlichen Erlebnissen: in 2 von 5 Fällen (4 Vpn) eine Erhöhung, Mittel 0,0%, Maxima +1,1% und -1,4%;

bei "Aufregung": in 4 von 9 Fällen (8 Vpn) eine Erhöhung, Mittel +0,1%, Maxima +1,8% und -1,6%;

bei banalen Infekten: in 3 von 6 Fällen (5 Vpn) eine Erhöhung, Mittel -0,2%, Maxima +1,5% und -1,4%;

bei Einnahme von Thomapyrin^R: bei 2 Vpn eine Erhöhung um 0,4% bzw 1,7%; Einnahme von Gelonida^R: eine Änderung bei einer Vp um -0,5% und um +1,8%.

3 Statistische Untersuchungen zur Frage der Wetterabhängigkeit

3.1 Abhängigkeit des T_3-Tests von einem Zeitfaktor

Von der Streuung der Einzelmessungen innerhalb der einzelnen Vpn (siehe Tab.1, S.51) läßt sich mit statistischer Methodik ein allen Vpn gemeinsamer Streuungsanteil abtrennen; die rest-

liche Streuung umfaßt dann die individuellen Abweichungen der T_3-Werte von Tag zu Tag. Der gemeinsame Streuungsanteil ist ein Maß für die Kongruenz der Veränderungen der T_3-Werte von Tag zu Tag und ist deshalb geeignet, den Einfluß von allgemeinen und nicht individuell verschiedenen Faktoren auf den T_3-Test zu prüfen. Ein solcher Faktor, der also nur von Tag zu Tag, aber nicht von Vp zu Vp veränderlich ist, soll hier als "Zeitfaktor" bezeichnet werden.

3.11 Tagesmittelwerte

Ein erster Hinweis auf einen Zeitfaktor ergab sich aus der Betrachtung der Kurve der Tagesmittelwerte (Abb.2). Sie weist Schwankungen auf, die sich nur schwer mit dem Eindruck einer zufälligen Streuung der Werte verbinden lassen.

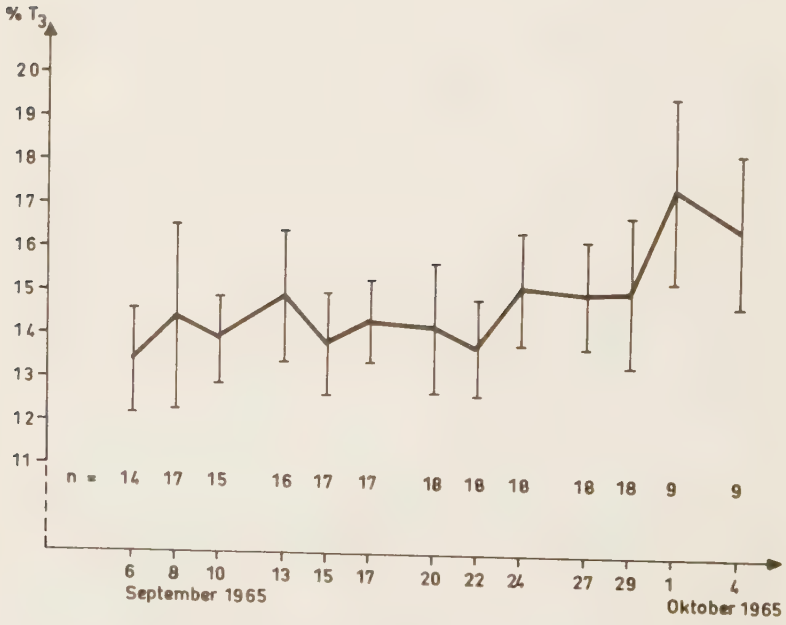


Abb.2: Tagesmittelwerte ± 1 s

3.12 Varianzanalysen

Die Hypothese, daß ein Zeitfaktor einen signifikanten Anteil der Gesamtvarianz verursacht, wurde zunächst durch eine zweifache Varianzanalyse geprüft. Dazu wurden die 7 Vpn ausgewählt, deren Testwerte über 12 Tage hinweg lückenlos jeweils auf Dreifachbestimmungen beruhten. Die 252 Einzelbestimmungen wurden zunächst nach BARTLETT auf Homogenität der Varianzen nach Vpn und nach Tagen geprüft; das Ergebnis widersprach nicht der Gleichheitshypothese. Nach dem im Anhang S.40 genannten Modell wurde folgende Tabelle berechnet:

Ursache	Quadrat-summen	F.G.[1]	D.Q.[2]	F-Test	p	Schätz-wert
total	641,56	251	2,556	-		-
Meßfehler	47,60	168	0,283	-		0,283
zwischen Testwerten	593,96	83	7,156	25,3	<0,001	
zwischen Vpn	197,52	6	**32,920**	13,5	<0,001	0,846
zwischen Tagen	234,95	11	**21,359**	8,7	<0,001	0,901
Wechselwirkung	161,49	66	**2,447**	8,6	<0,001	0,721

Tab. 3.12: Zweifache Varianzanalyse nach Vpn und Tagen

Damit wurde außer dem Einfluß der Vpn auf die Gesamtvarianz auch der Einfluß der Tage, also eines Zeitfaktors, gesichert. Die beiden Faktoren wirken jedoch nicht unabhängig, da die Wechselwirkung ebenfalls signifikant ist: der Einfluß des Zeitfaktors ist je nach Vp verschieden.

Die Vermutung einer besonderen Auswirkung der Wochenenden, die sich in einem gesicherten Einfluß der drei Wochentage (Montag, Mittwoch, Freitag) äußern müßte, und die Hypothese, daß sich die T_3-Testwerte wochenweise unterscheiden, konnte auf Grund einer im Anhang S.41 dargestellten dreifachen Varianzanalyse nicht eindeutig bestätigt werden.

[1] F.G. = Freiheitsgrade
[2] D.Q. = Durchschnittsquadrat

3.13 Korrelationen der T_3-Testwerte von Tag zu Tag

Wenn der Zeitfaktor mindestens zu einem Teil auf alle Vpn gleich wirkt, mußten zwischen den nach Vpn geordneten Testwerten des einen Tages und den Werten des nächsten Tages gleichsinnige Schwankungen festzustellen sein. In der Tat ergaben sich positive Korrelationen mit Werten von +0,29 (n=18) bis +0,90 (n=9). **Allerdings waren nur die in der zeitlichen Reihenfolge ersten drei und letzten vier Koeffizienten (6.-13. und 24.9.-4.10.1965) mit $p<0,05$ und $p<0,01$ von Null verschieden.**

3.14 Covarianzanalyse mit den Tagesmittelwerten

Um die Größe des Einflusses, den ein Zeitfaktor einheitlich auf alle Vpn maximal ausüben könnte, ungefähr abzuschätzen, wurden die gesamten 204 Testwerte zunächst einer einfachen Varianzanalyse nach Vpn unterworfen. Die Quadratsumme innerhalb der Vpn, die der Unzuverlässigkeit des T_3-Tests entspricht, wurde anschließend in einer weiteren Analyse in eine Quadratsumme, die durch die Covarianz von T_3-Testwerten und ihren Tagesmittelwerten zustande kommt, und in eine Quadratsumme außerhalb dieser Streuung geteilt. Die Tagesmittelwerte (Tm) erklären dabei die gesamte Varianz, die ein solcher von Tag zu Tag, aber nicht von Vp zu Vp veränderlicher Faktor bestenfalls erklären kann.

Das Ergebnis lautet in Tabellenform:

Ursache	Quadratsummen	Freiheitsgrad	Durchschnittsquadrat
total	551,714	203	2,718
zwischen Vpn	182,704	17	10,747
innerhalb Vpn	369,010	186	1,984
innerhalb Vpn:			
- durch Tm	167,932	1	167,932
- um Tm	201,078	185	1,087

Tab. 3.14: Covarianzanalyse mit Tagesmittelwerten (Tm)

Die Unzuverlässigkeit würde demnach durch einen Zeitfaktor, wie etwa das Wetter, optimal von s^2=1,984 auf s'^2=1,087 (um 45%) reduziert. Die Streuung s=1,41%, die durch die Regression auf s'=1,04% reduziert würde, gibt genau die Streuung an, die auf Grund der vorliegenden Daten bei Wiederholungsmessungen an denselben Probanden zu erwarten ist.

3.2 Auswahl von Wettervariablen

3.21 Auswahl von Wetterelementen

Die Benutzung einzelner Wetterlagen oder deren Typisierung kam auf Grund des relativ geringen Zeitraums für die Untersuchung weniger in Frage. Stattdessen wurde die Wirkung einzelner Reizkomponenten des Wetters auf den T_3-Test geprüft. Hierzu wurden Registrierungen benutzt, die Rückschlüsse auf die Intensität der Strahlung, der thermischen und hygrischen Faktoren und Angaben über die Luftelektrizität gestatten (DAUBERT, 1962). Es wurden als Reizgrößen ausgesucht:

3.211 Strahlungskomplex

Die Globalstrahlung, definiert als Summe der direkten Sonnenstrahlung und der diffusen Himmelsstrahlung auf eine Horizontalfläche im Bereich von etwa 4100 bis 30000 Å, vormittags, nachmittags und ganztägig gemessen mit dem ROBITZSCH-Aktinographen. Dimension: cal/cm^2Tag.

Die Gegenstrahlung der Atmosphäre in einem Bereich von etwa 30000 bis 500000 Å; sie hängt vor allem von den Werten der Lufttemperatur und des Dampfdrucks sowie der Bewölkung ab. Sie wird zu drei Terminen in gcal/cm^2min angegeben.

3.212 Wärme-Feuchtigkeits-Komplex

Die Äquivalenttemperatur, die proportional zur gesamten Wärmeenergie ist, der sogenannten Enthalpie. Dimension: Grad C.

Die Abkühlungsgröße, welche die Wärmemenge darstellt, die von einer Flächeneinheit eines bestimmten zylindrischen Körpers mit der Temperatur 36,5°C unter Einwirkung von Temperatur und Luftbewegung in der Zeiteinheit abgegeben wird. Sie wird dreimal täglich im Schatten mit dem Katathermometer nach HILL gemessen. Dimension: mgcal/cm^{2}sec.

Die Frigorigraphentemperatur, gemessen mit dem Frigorigraphen nach PFLEIDERER-BÜTTNER. Sie gibt die Oberflächentemperatur einer mattgelb gestrichenen Kupferkugel von 15 cm Durchmesser an, welche eine konstante Wärmezufuhr erhält, die etwa dem normalen Stoffwechsel des menschlichen Körpers entspricht. In mittleren Bereichen entspricht die Frigorigraphentemperatur der integralen Hauttemperatur eines schwach bekleideten Menschen. Sie hängt in erster Linie von Temperatur, Wind, Einstrahlung und Gegenstrahlung ab. Dimension: Grad C.

3.213 Luftelektrischer Komplex

Im Rahmen des luftelektrischen Komplexes wurden lediglich die Impulszahlen, die durch die stillen und sichtbaren Entladungen eines Gewitters entstehen, gemessen. Die Wellenlänge dieser "atmospherics" erstreckt sich auf den Bereich von 3 bis 50 km. Sie wurden mit dem Gerät des Meteorologischen Observatoriums Hamburg nach KÖNIG getrennt mit Ansprechschwellen von 0,4 V/m und 0,02 V/m registriert. Dimension: Zahl je Stunde.

3.22 Messungen

Sämtliche verwendeten Wetterelemente werden laufend von der Medizin-meteorologischen Forschungsstelle Tübingen auf dem Schloß Hohentübingen gemessen. Die Höhenlage entspricht etwa der Lage der Medizinischen Universitätsklinik Tübingen und damit dem Aufenthaltsort aller Vpn am Tag.

Für die Analyse wurden bei der Gegenstrahlung, bei der Äquivalenttemperatur und der Abkühlungsgröße die Messungen um 7.23 Uhr, 14.23 Uhr und 21.23 Uhr verwendet; die Global-

strahlung wurde vormittags, nachmittags und als Tagesmittel, die Frigorigraphentemperatur und die Impulszahlen nur als Tagesmittel gemessen. Zu den Terminen vom Tag des jeweiligen T_3-Tests kamen die Termine des Vortags, zum Teil auch des Vorvortags hinzu, wodurch die Berechnung von "time series" möglich wurde. Die Frigorigraphentemperatur vom gleichen Tag und vom Vortag wurde zusätzlich quadriert. Insgesamt wurden 43 Wettervariablen geprüft.

3.23 Abkürzungen der Wettervariablen:

Akt. : Globalstrahlung
GS : Gegenstrahlung
Äq : Äquivalenttemperatur
F : Abkühlungsgröße
Frigor. : Frigorigraphentemperatur
IP 0,4 : Impulszahlen, Ansprechschwelle 0,4 V/m
IP 0,02 : Impulszahlen, Ansprechschwelle 0,02 V/m

mit den Zusätzen:

1 : 7.23 Uhr
2 : 14.23 Uhr
3 : 21.23 Uhr
Vm : Vormittag
Nm : Nachmittag
Tm : Tagesmittel
V : Vortag
VV : Vorvortag

3.24 Transformierung der Werte der Wetterelemente

Zur einfacheren Verwendung der Daten in Rechenanlagen wurden die Werte x wie folgt geändert: Globalstrahlung x+100; Gegenstrahlung 100x; Äquivalenttemperatur 10x; Abkühlungsgröße 10(x+10); Frigorigraphentemperatur 10x; Impulsstrahlung 10x.

3.25 Kriterien der Auswahl von Variablen für die Covarianzanalysen

Für die Prüfung des Wettereinflusses durch Covarianzanalysen

war es notwendig, möglichst viel Information aus möglichst wenigen Wettervariablen zu gewinnen; dazu war die Kenntnis der Interkorrelationen der Wettervariablen nötig. Zunächst wurde eine Korrelationsmatrix der 30 Wettervariablen der T_3-Testtage und der Tage davor berechnet (n der Korrelationen: 13), dann wurden die Wetterdaten aller Tage vom 1. September bis 9. Oktober 1965 faktorenanalytisch untersucht (n der Korrelationen: 39), **um Kriterien für die Gruppierung der Variablen in die vier Gruppen des Abschnitts 3.31 zu gewinnen. Schließlich ließen sich aus der Quadrat- und Produktsummenmatrix der Covarianzanalysen Korrelationen berechnen (siehe Anhang S.44). Dabei ergab sich ein abgekürztes Auswahlverfahren für Covarianzanalysen mit zwei Covariablen (siehe Anhang S.45).**

3.3 Statistische Prüfung des Wettereinflusses

Die statistische Prüfung des Wettereinflusses kann an dem vorhandenen Datenmaterial unter zwei Gesichtspunkten durchgeführt werden. Erstens stellt sich die Frage, ob und wie sich die Zuverlässigkeit des T_3-Tests durch Einbeziehen von Wettergrößen verbessern läßt; zweitens eignen sich die gegebenen Daten zur Prüfung von Hypothesen aus dem Bereich der Physiologie des Wettereinflusses. - Einen ersten Überblick gibt Abb.3, S.17.

3.31 Zuverlässigkeit des T_3-Tests und Wettereinfluß

Eine einfache Varianzanalyse mit Teilung der Gesamtquadratsumme in eine Quadratsumme innerhalb der Vpn und eine Quadratsumme zwischen den Vpn (siehe Tab. 3.14, S.12) ergab als mittleren quadratischen Fehler innerhalb der Vpn $s^2=1{,}984$.

Diese einfache Varianzanalyse ließ sich nun mit verschiedenen Regressionsanalysen zu Covarianzanalysen verbinden mit dem Ziel, den Fehler innerhalb der Vpn zu reduzieren und die Zuverlässigkeit des T_3-Tests zu erhöhen. Um ein in diesem Sinn optimales Ergebnis zu erreichen, mußten multiple Covarianzanalysen mit jeweils mehreren Wettergrößen berechnet werden.

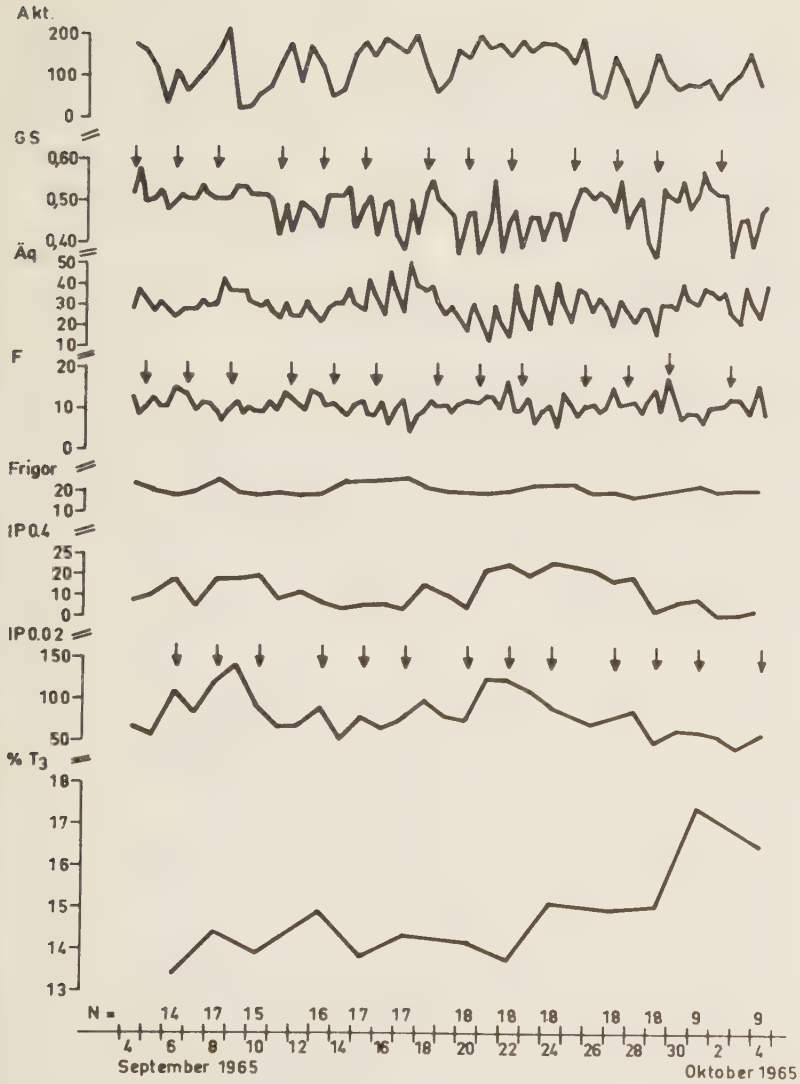


Abb.3: T_3-Tagesmittelwerte und Wettergrößen.
(GS 1 VV, F 3 VV und IP 0,02 durch Pfeile markiert)
Abkürzungen siehe Abschnitt 3.23, S.15,
Dimensionen siehe Abschnitt 3.21, S.13-14.

Doch durften in eine Analyse nicht zu viele Wettergrößen eingehen, da sonst die Gleichungssysteme überbestimmt und damit nicht eindeutig lösbar gewesen wären. Deshalb wurden die 43 Wettervariablen zunächst nach den in Abschnitt 3.25 genannten Kriterien auf vier Covarianzanalysen mit je 10 oder 11 Wettergrößen aufgeteilt. Aus diesen Analysen wurden mit der Methode der "pivotal condensation" (siehe Anhang, Abschnitt 2.4, S.47) einzelne Wettergrößen eliminiert, bis der restliche Fehler innerhalb der Vpn ein Minimum erreicht hatte und die t-Teste der einzelnen Regressionskoeffizienten alle gegen Null signifikant waren.

Alle vier Covarianzanalysen steigerten die Zuverlässigkeit erheblich. Sogar die ungünstigste Zusammenstellung reduzierte durch eine elffache Regression den restlichen quadratischen Fehler innerhalb der Vpn von 1,984 auf 1,302 (um 34%); der F-Test ergab, daß es sich um einen hochsignifikanten Einfluß des Wetters handelt. Diese Analyse wurde mit den Variablen

Akt.Nm V, Akt.Tm VV; GS 2, GS 1 VV;
Äq 1, Äq 2 V, Äq 3 VV; F 2; $(\text{Frigor V})^2$;
IP 0,4 und IP 0,02 VV

(Abkürzungen siehe Abschnitt 3.23, S.15) durchgeführt und ist in der folgenden Tabelle gekürzt dargestellt:

Ursache	Quadrat-summen	Freiheits-grad	Durchschnitts-quadrat
innerhalb Vpn	369,010	186	1,984
- durch Wetter	141,207	11	12,837
- um Wetter	227,803	175	1,302
	$F(11,175)=9,862$; $p<0,001$		

Die zweite Covarianzanalyse mit den Variablen

Akt.Tm, Akt.Vm V, Akt.Nm VV; GS 1 V, GS 2 VV;
Äq 2, Äq 1 V; F 2 V, F 1 VV; Frigor VV;
IP 0,4V

brachte nach Eliminieren der starken Impulsstrahlung (IP 0,4 V) ein noch günstigeres Ergebnis:

Ursache	Quadrat-summe	Freiheits-grad	Durchschnitts-quadrat
innerhalb Vpn	369,010	186	1,984
- durch Wetter	154,737	10	15,474
- um Wetter	214,273	176	1,218
	$F(10,176)=12,710$; $p<0,001$		

Bei der dritten Covarianzanalyse mit den Variablen
Akt.Tm V, Akt.Vm VV; GS 3 VV;
Äq 1 VV, Äq 2 VV; F 1 V, F 2 VV; $(\text{Frigor.})^2$, Frigor.V;
IP 0,02 V, IP 0,4 VV
war es möglich, zunächst die Größe IP 0,02 V und nach Inversion der neuen Covarianzmatrix außerdem noch $(\text{Frigor.})^2$ zu eliminieren. Es ergab sich folgendes:

Ursache	Quadrat-summe	Freiheits-grad	Durchschnitts-quadrat
innerhalb Vpn	369,010	186	1,984
- durch Wetter	162,166	9	18,018
- um Wetter	206,844	177	1,169
	$F(9,177)=15,419$; $p<0,001$		

Die vierte Analyse schließlich mit den Variablen
Akt.Vm; GS 1, GS 2 V, GS 3 V;
Äq 3 V; F 1, F 3 V, F 3 VV; Frigor.;
IP 0,02
ergab das beste Resultat. Die aus der Covarianzmatrix berechnete Korrelationsmatrix ist im Anhang Tab.2, S.52 wiedergegeben. Die bei der Elimination von Variablen durchgeführten Schritte werden im Anhang Tab.3, S.53 auszugsweise wiedergegeben. Es wurden von jeder Analyse die Regressionskoeffizienten mit t-Test gegen Null und die Signifikanzwahrscheinlichkeit (zweiseitig) angegeben; zusätzlich unter der Rubrik "Fisher" die Zahl, um die sich beim Eliminieren der betreffenden Covariablen die Quadratsumme durch

Wetter erniedrigen und diejenige um Wetter erhöhen würde. Es muß darauf hingewiesen werden, daß die Zahl in der Rubrik "Fisher" und die Reihenfolge des Eliminierens keinen Schluß auf die physiologische Wertigkeit der Wettervariablen erlauben. Die Ausgangsanalyse lautet in Kurzform:

Ursache	Quadrat-summe	Freiheits-grad	Durchschnitts-quadrat
innerhalb Vpn	369,010	186	1,984
- durch Wetter	164,537	10	16,454
- um Wetter	204,473	176	1,162
	$F(10,176)=14,163$; $p<0,001$		

Durch Eliminieren der Variablen Akt.Vm, Frigor, Äq 3 V und F 1 ergab sich folgende Analyse:

Ursache	Quadrat-summe	Freiheits-grad	Durchschnitts-quadrat
innerhalb Vpn	369,010	186	1,984
- durch Wetter	162,431	6	27,072
- um Wetter	206,579	180	1,148
	$F(6,180)=23,589$; $p<0,001$		

Die höchste erreichte Quadratsumme durch Wetter kommt demnach der in Abschnitt 3.14 errechneten maximalen Quadratsumme ("durch Tm") von 167,932 sehr nahe; sie entspricht einem Anteil von 98%. Die Varianz innerhalb der Vpn, die Unzuverlässigkeit, wird hier von $s^2=1,984$ auf $s'^2=1,148$ um 42% reduziert. Theoretisch wären maximal 45% möglich.

3.32 Zur Physiologie des Wettereinflusses

Die Wirkungsweise des Wettereinflusses wurde unter zwei verschiedenen Aspekten untersucht. Einmal wurden mittels ein-

facher Covarianzanalysen die Wettergrößen ermittelt, die bei allen Vpn ähnliche Änderungen im T_3-Test auslösten und dadurch auch beim Mitteln der individuellen Regressionskoeffizienten in der Covarianzanalyse einen signifikanten Einfluß zeigten. Als zweites wurden fünf ausgewählte Wettergrößen dazu verwendet, die Größe und Art des Wettereinflusses bei jeder Vp einzeln abzuschätzen; zu diesem Zweck wurden multiple Regressionsanalysen berechnet.

Die allgemeine Gültigkeit der gefundenen Ergebnisse wird jedoch dadurch relativiert, daß sich Folgerungen nur auf die hier untersuchte Situation beziehen dürfen. Dazu sollen drei Punkte besonders hervorgehoben werden. Erstens ist die Feststellung, daß eine Wettergröße den T_3-Test beeinflußt, davon abhängig, daß jeweils die optimalen Meßtermine gewählt werden. Deshalb sind in der vorliegenden Untersuchung zum Beispiel Äquivalenttemperatur und Frigorigraphentemperatur nicht direkt vergleichbar, denn im einen Fall werden drei Messungen je Tag verarbeitet, im anderen Fall nur ein Tagesmittelwert. - Zweitens waren die Vpn den gemessenen Wetterfaktoren teilweise nur kurze Zeit ausgesetzt, da sie sich meistens in geschlossenen Räumen aufhielten. Dadurch könnten sich besonders im Wärmebereich Abweichungen ergeben, während die meisten übrigen Wetterfaktoren sich gut in geschlossenen Räumen auswirken können. Bei einem Feldversuch in Skandinavien (WILSON, 1966) wurden auch größere Temperaturgradienten auf ihren Einfluß auf den T_3-Test geprüft.- Drittens sind sichere Schlüsse nur im Bereich der hier gemessenen und analysierten Wettergrößen- und T_3-Testwerte möglich.

3.321 Covarianzanalysen mit einzelnen Wettervariablen

Wie in Abschnitt 3.31 wurde von einer einfachen Varianzanalyse ausgegangen:

Ursache	Quadratsumme	Freiheitsgrad	Durchschnittsquadrat
Total	551,714	203	2,718
zwischen Vpn	182,704	17	10,747
innerhalb Vpn	369,010	186	1,984

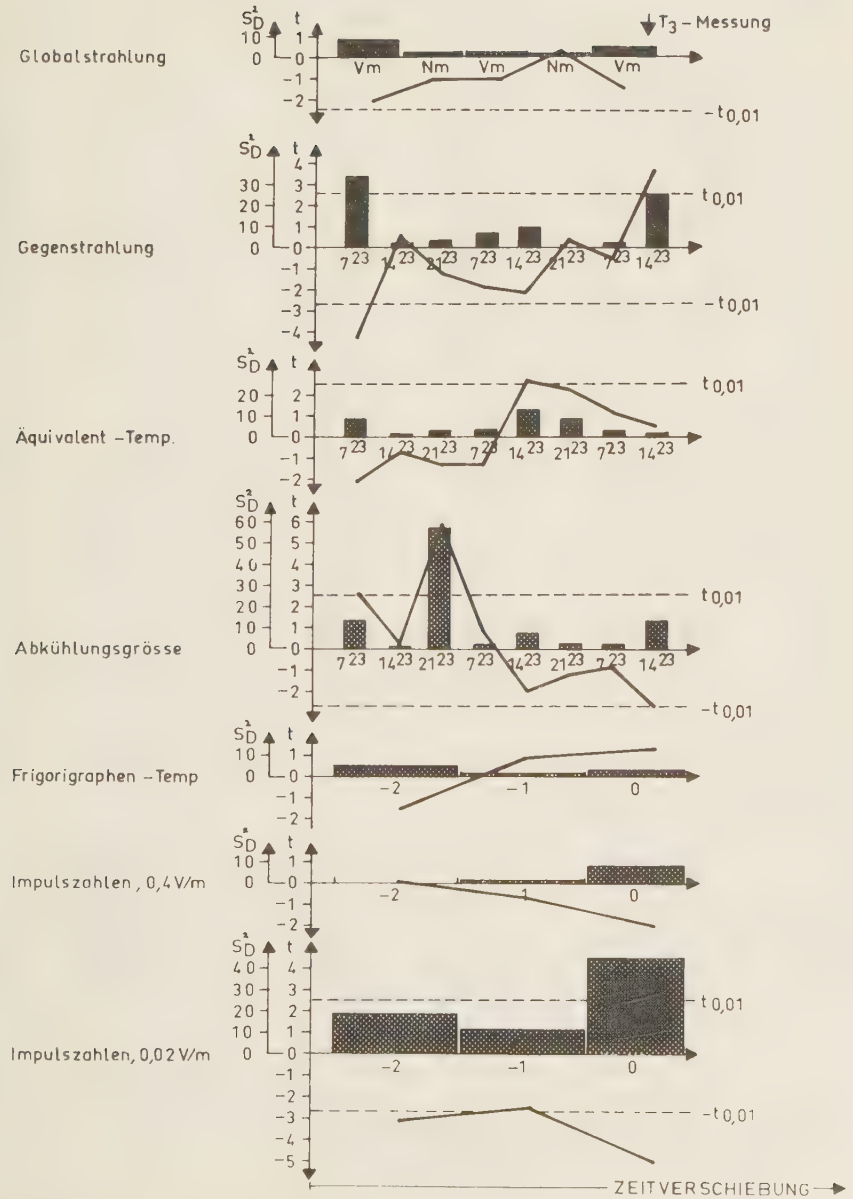
Die Zeile "innerhalb Vpn" wurde in einfachen Regressionsanalysen weiterverarbeitet: die Quadratsumme wurde zerlegt in einen Teil durch die Regression und einen Teil um die Regressionslinie, und es wurden die zugehörigen Durchschnittsquadrate berechnet. Das Verhältnis der beiden Durchschnittsquadrate ist als F-Test eine Testgröße zum Beurteilen der Signifikanz des Wettereinflusses. Außerdem sind in den folgenden Tabellen die Regressionskoeffizienten und ihr t-Test gegen Null (mit 185 Freiheitsgraden) mit Vorzeichen angegeben. Die Wettergrößen des Vor- und des Vorvortags sind in der Spalte "Verschiebung um Tage" mit -1 und -2 gekennzeichnet. - Die Regressionskoeffizienten sind mit den nach Abschnitt 3.24, S.15, veränderten Wetterwerten berechnet; "n.s." heißt "nicht signifikant".

Zwei wichtige Kenngrößen aus 38 Covarianzanalysen, der t-Testwert (Kurven) und das Durchschnittsquadrat durch die Regression (Säulen), sind in Abb.4 (S.23) zusammengefaßt. Die Kenngrößen sind als "t" und "s_D^2" in senkrechter Richtung aufgetragen; die Abszissenachse entspricht dem "time lag" der Wettermessungen gegenüber der durch Pfeil markierten T_3-Messung und ist jeweils so eingeteilt, daß gleiche Zeitverschiebungen genau übereinander stehen.

Abb.4 (S.23): Einfache Covarianzanalysen mit Wettergrößen

Ordinaten: t-Teste der Regressionskoeffizienten gegen Null (ausgezogene Linie) und Durchschnittsquadrat durch die Regression s_D^2 (schraffierte Säulen)

Abszisse: Zeitpunkt der Wettermessung und Verschiebung um Tage


Globalstrahlung
Gegenstrahlung
Äquivalent –Temp.
Abkühlungsgrösse
Frigorigraphen –Temp
Impulszahlen , 0,4 V/m
Impulszahlen, 0,02 V/m
T_3 – Messung
Vm
Nm
Vm
Nm
Vm
$t_{0,01}$
$-t_{0,01}$
ZEITVERSCHIEBUNG

3.321 Reizgrößen aus dem Strahlungskomplex

Verschiebung um Tage	Zeitpunkt	Durchschnittsquadrat durch Regr.	Durchschnittsquadrat um Regr.	F-Test p	Regr.koeff.[1]	t-Test
	Globalstrahlung					
0	Tagesmittel	5,118	1,967	n.s.	-0,0020	-1,61
0	Vormittag	4,676	1,969	n.s.	-0,0043	-1,54
-1	Tagesmittel	0,260	1,993	n.s.	-0,0004	-0,36
-1	Nachmittag	0,199	1,994	n.s.	0,0005	0,32
-1	Vormittag	2,242	1,983	n.s.	-0,0020	-1,06
-2	Tagesmittel	4,854	1,968	n.s.	-0,0020	-1,57
-2	Nachmittag	2,105	1,983	n.s.	-0,0017	-1,03
-2	Vormittag	8,098	1,951	< 0,05	-0,0069	-2,04
	Gegenstrahlung					
0	14.23 Uhr	24,914	1,860	< 0,001	0,1302	3,66
0	7.23 Uhr	0,436	1,992	n.s.	-0,0101	-0,47
-1	21.23 Uhr	0,240	1,993	n.s.	0,0066	0,35
-1	14.23 Uhr	8,743	1,947	< 0,05	-0,0673	-2,12
-1	7.23 Uhr	6,443	1,960	n.s.	-0,0836	-1,81
-2	21.23 Uhr	2,992	1,979	n.s.	-0,0211	-1,23
-2	14.23 Uhr	0,624	1,991	n.s.	0,0195	0,56
-2	7.23 Uhr	33,659	1,813	< 0,001	-0,1034	-4,31

3.3212 Reizgrößen aus dem Wärme-Feuchtigkeitskomplex

	Äquivalenttemperatur					
0	14.23 Uhr	0,422	1,992	n.s.	0,0006	0,46
0	7.23 Uhr	2,618	1,981	n.s.	0,0022	1,15
-1	21.23 Uhr	9,511	1,943	< 0,05	0,0060	2,21
-1	14.23 Uhr	13,211	1,923	< 0,01	0,0047	2,62
-1	7.23 Uhr	3,463	1,976	n.s.	-0,0023	-1,32
-2	21.23 Uhr	3,373	1,976	n.s.	-0,0030	-1,31
-2	14.23 Uhr	1,098	1,989	n.s.	-0,0014	-0,74
-2	7.23 Uhr	8,214	1,950	< 0,05	-0,0031	-2,05

[1] siehe Abschnitt 3.24, S.15

Verschiebung um Tage	Zeitpunkt	Durchschnittsquadrat durch Regr.	Durchschnittsquadrat um Regr.	F-Test p	Regr. koeff.	t-Test
Abkühlungsgröße (nach HILL)						
0	14.23 Uhr	13,208	1,923	<0,01	-0,0097	-2,62
0	7.23 Uhr	1,371	1,987	n.s.	-0,0034	-0,83
-1	21.23 Uhr	2,945	1,979	n.s.	-0,0088	-1,22
-1	14.23 Uhr	7,882	1,952	<0,05	-0,0101	-2,01
-1	7.23 Uhr	1,102	1,989	n.s.	0,0066	0,74
-2	21.23 Uhr	57,106	1,686	<0,001	0,0263	5,82
-2	14.23 Uhr	0,039	1,994	n.s.	0,0006	0,14
-2	7.23 Uhr	13,331	1,923	<0,01	0,0109	2,63
Frigorigraphentemperatur (nach PFLEIDERER und BÜTTNER)						
0	ganztägig	3,320	1,977	n.s.	0,0043	1,30
0	- , quadriert	2,451	1,981	n.s.	0,000008	1,11
-1	ganztägig	1,700	1,986	n.s.	0,0039	0,93
-1	- , quadriert	1,470	1,987	n.s.	0,000008	0,86
-2	ganztägig	4,817	1,969	n.s.	-0,0063	-1,56
3.3213 Reizgrößen aus dem luftelektrischen Komplex						
Impulszahlen, Ansprechschwelle 0,02 V/m						
0	ganztägig	45,180	1,750	<0,001	-0,0022	-5,08
-1	ganztägig	11,950	1,930	<0,05	-0,0009	-2,49
-2	ganztägig	18,458	1,895	<0,01	-0,0014	-3,12
Impulszahlen, Ansprechschwelle 0,4 V/m						
0	ganztägig	7,853	1,952	<0,05	-0,0023	-2,01
-1	ganztägig	o,927	1,990	n.s.	-0,0009	-0,68
-2	ganztägig	0,004	1,995	n.s.	0,00006	0,05

3.322 Multiple Regressionsanalysen der Vpn

Schon die zweifache Varianzanalyse (Abschnitt 3.12, S.11) hatte auf individuell verschiedene Reaktionsweisen der Vpn hingewiesen. Die Unterschiede kamen in Regressionsanalysen der Testwerte einzelner Vpn noch deutlicher zum Ausdruck.

Nach den Ergebnissen der Einzel-Covarianzanalysen wurden fünf Wettervariablen mit geringen Interkorrelationen ausgesucht, die auch bei kleinen Fallzahlen je Vp (mindestens 9, höchstens 13 Beobachtungen) die Art und die Zeitgestalt des Wettereinflusses abzuschätzen gestatten:

Abkühlungsgröße vom Vorvortag 21.23 Uhr (F 3 VV),
Abkühlungsgröße vom Vortag 7.23 Uhr (F 1 V),
Abkühlungsgröße vom selben Tag 14.23 Uhr (F 2),
Gegenstrahlung vom Vorvortag 7.23 Uhr (GS 1 VV),
Schwache Impulsstrahlung vom selben Tag (IP 0,02).

Mit diesen Wettergrößen wurden für jede Vp Regressionsanalysen berechnet, zuerst mit allen 5 Variablen, dann mit den 4 wichtigsten, dann mit 3, mit 2 und mit einer Wettergröße. Die wichtigsten Parameter jeder Analyse sind in der Tab.4, S.54-59, zusammengestellt:

In der Zeile "Korr.mit T_3" finden sich die einfachen Korrelationen der betreffenden Wettergröße mit den T_3-Testwerten der betreffenden Vp. Die Zahl der Beobachtungen wird bei jeder Vp angegeben. Für jede Regressionsanalyse sind die partiellen Korrelationskoeffizienten der betreffenden Wettergröße mit den T_3-Testwerten (nach Ausschalten des Einflusses der restlichen Wettergrößen) unter "Part.Korr." angegeben. Außerdem wurden die Regressionskoeffizienten (unter "Regr.koeff.") mit ihrer aus dem t-Test gegen Null exakt bestimmten zweiseitigen Irrtumswahrscheinlichkeit p (unter "t-Test:p") in die Tabelle aufgenommen. In den beiden Spalten "Mult.Korr." und "F-Test:p" finden sich zu jeder Regressionsanalyse die entsprechende multiple Korrelation R der Wettergrößen mit den T_3-Testwerten und das Ergebnis der Prüfung von R^2 gegen Null in drei Stufen (n.s. = nicht signifikant, $<0{,}05$ und $<0{,}01$). Auf die Wieder-

gabe dieser Werte wurde verzichtet und ein entsprechender Vermerk eingesetzt, wenn

a) die Abweichung der Verteilung der Residuen von der Normalverteilung signifikant (zweiseitig $p<0,04$) oder schwach signifikant (zweiseitig $p<0,10$) war, oder
b) die Kovarianzmatrix zu größeren Rundungsfehlern geführt hatte, demnach vermutlich nahezu singulär war.

Bei folgenden 10 Vpn ergaben sich signifikante multiple Korrelationen: Vp 4, Vp 5, Vp 8, Vp 9, Vp 10, Vp 13, Vp 14, Vp 15, Vp 17 und Vp 18. Zunächst wurden verschiedene Merkmale daraufhin geprüft, ob sich mit ihnen diese Gruppe von 10 Vpn von den restlichen 8 Vpn unterscheiden ließ. Die T_3-Mittelwerte sind nicht wesentlich verschieden (14,76% gegen 14,47%), jedoch findet sich bei den 10 Vpn keine Varianz der T_3-Werte unter 1,51, während von den restlichen 8 Vpn nur zwei eine Varianz über 1,49 haben. Dabei handelt es sich aber eher um eine Wirkung als um eine Ursache.

Als Ursache kommt am meisten die Tatsache in Frage, daß mit Ausnahme von Vp 17 alle Vpn mit signifikanten Korrelationen am 1. und am 4. Oktober 1965 anwesend waren; umgekehrt hat jede Vp, von der die T_3-Messung dieser beiden Tage vorliegt, signifikante Wettereinflüsse im T_3-Test gezeigt. Für die T_3-Teste dieser Tage waren überdurchschnittliche Testwerte charakteristisch. Parallel dazu setzte eine Wetterphase ein, die nach DAUBERT (1958) als "reizarm" oder "avitalisierend" zu bezeichnen ist; die verwendeten Wettergrößen zeigten zu verschiedenen Zeitpunkten entsprechende Veränderungen (siehe Abb.3, S.17). Nun gelten einerseits stärkere Abweichungen der Wetterlage vom mittleren Reizniveau als besonders biotrop, andererseits wurden - rein statistisch gesehen - die Regressionsfunktionen durch die stärkere Streuung der Wettergrößen eindeutiger festgelegt.

Die Tabelle 3.3221 zeigt, wie weit sich in Einzelfällen der Fehler bei Wiederholungsmessungen verringern läßt: er wurde bei Vp 4 auf 22%, bei Vp 15 auf 20% und bei Vp 18 auf 18% des Ausgangswertes gesenkt. Zum Teil bewegt sich der Restfehler schon

	s^2	Rest-s'^2	zugehörige Covariable und	F-Test: p
Vp 1	2,77	2,60	F1 V	n.s.
Vp 2	0,31	0,25	F3 VV, F1 V	n.s.
Vp 3	1,49	0,85	GS 1 VV, IP 0,02	n.s.
Vp 4	1,53	0,34	F2, IP 0,02	<0,01
Vp 5	1,78	0,69	F3 VV, F1 V, IP 0,02	<0,01
Vp 6	1,34	0,92	F1 V, GS 1 VV, IP 0,02	n.s.
Vp 7	0,90	0,81	F1 V, IP 0,02	n.s.
Vp 8	1,51	0,49	F3 VV, F1 V, GS 1 VV, IP 0,02	<0,05
Vp 9	1,91	0,71	F3 VV, GS 1 VV, IP 0,02	<0,01
Vp 10	1,83	1,05	F2, IP 0,02	<0,05
Vp 11	1,17	1,04	IP 0,02	n.s.
Vp 12	3,69	2,90	F3 VV, F1 V, F2	n.s.
Vp 13	1,72	0,97	F3 VV, F2	<0,05
Vp 14	1,84	0,93	F1 V, GS 1 VV	<0,05
Vp 15	6,89	1,36	F3 VV, F2, GS 1 VV, IP 0,02	<0,01
Vp 16	0,65	0,64	F2	n.s.
Vp 17	2,01	0,80	F2, GS 1 VV, IP 0,02	<0,05
Vp 18	2,16	0,38	F3 VV, F1 V, IP 0,02	<0,01

Tab. 3.3221: Regressionsanalysen
Varianz der T_3-Testwerte s^2, niedrigste Restvarianz nach Abzug der Regression; Covariablen dieser Regression und Ergebnis des F-Tests
(n.s. = nicht signifikant)

F 3 VV		F 1 V		F 2		GS 1 VV		IP 0,02	
b	p	b	p	b	p	b	p	b	p
0,051	0,002	0,063	0,02	-0,019	0,01	-0,22	0,005	-0,0048	0,00
0,041	0,003	0,041	0,03	-0,049	0,02	0,19	0,01	-0,0045	0,00
0,040	0,003	0,040	0,08	0,018	0,11	0,29	0,03	-0,0056	0,01
0,031	0,003	0,100	0,11	-0,017	0,14	-0,26	0,08	-0,0046	0,01
0,07o	0,01	0,043	0,14	-0,017	0,24	-0,17	0,08	-0,0039	0,02
0,039	0,01	0,039	0,18	-0,037	0,25	-0,19	0,09	-0,0021	0,09
0,078	0,16	-0,025	0,18	0,008	0,28	-0,09	0,22	-0,0032	0,14
-0,023	0,16	-0,032	0,23	-0,011	0,29	-0,09	0,41	-0,0022	0,18
0,007	0,35	-0,065	0,26	-0,009	0,32	-0,04	0,48	-0,0020	0,19
0,037	0,41	0,014	0,38	-0,010	0,40	0,06	0,52	-0,0014	0,19
0,012	0,48	0,022	0,44	-0,013	0,50	0,05	0,52	-0,0014	0,21
0,013	0,61	0,024	0,52	0,004	0,51	-0,04	0,59	0,0018	0,21
0,010	0,83	0,021	0,55	-0,006	0,58	-0,02	0,78	-0,0012	0,44
0,010	0,88	0,017	0,57	-0,006	0,61	0,01	0,91	-0,0008	0,61
		0,017	0,57	-0,008	0,66	-0,01	0,97	-0,0012	0,67
		0,016	0,62	0,003	0,90	-0,00	0,999	-0,0004	0,73
		0,005	0,84	0,001	0,97			-0,0004	0,93
		0,004	0,87						

Tab. 3.3222: Regressionsanalysen
Regressionskoeffizienten aller Vpn mit höchstem t-Test; nach der Signifikanzwahrscheinlichkeit gegen Null.
b: Regressionskoeffizienten; p: Ergebnis des t-Tests.

im Bereich der Meßgenauigkeit (siehe Abschnitt 3.12, S.11), s''^2=0,283; bei 4 Vpn ist er mit dem F-Test nicht mehr von s''^2=0,283 zu unterscheiden. Gleichzeitig zeigt die Tabelle, daß die niedrigste Restvarianz nur bei Vp 4 und Vp 10 durch gleichartige Regressionsfunktionen bewirkt wurde, nämlich durch die Regression mit F 2 und IP 0,02. Alle anderen Gruppierungen kommen in dieser Tabelle nur einmal vor.

In der Tabelle 3.3222 sind die Regressionskoeffizienten aller Vpn aus den Analysen entnommen, in denen sie den höchsten t-Test erreichen, und nach der Irrtumswahrscheinlichkeit p gegen Null geordnet. Die Koeffizienten sind demnach bis auf die Variable GS 1 VV dem Vorzeichen nach bei den meisten Vpn gleich. Ihre Größe ist, wenn sie signifikant von Null verschieden sind, ziemlich einheitlich und nimmt überall mit zunehmendem p ab; Abweichungen können dadurch verursacht sein, daß die Koeffizienten aus verschiedenen Zusammenstellungen von Wettervariablen stammen.

Beide Tabellen zusammen machen verständlich, warum die Varianz innerhalb der Vpn nur durch simultanes Verwenden mehrerer Wettergrößen wie im Abschnitt 3.31 bedeutsam reduziert werden konnte. Sie verringern gleichzeitig die Aussagekraft der einfachen Covarianzanalysen in Abschnitt 3.321 insofern, als ein dort festgestellter nicht signifikanter Einfluß sowohl auf tatsächlicher Bedeutungslosigkeit als auf divergenten Reaktionen der Vpn beruhen kann.

DISKUSSION

1 Reproduzierbarkeit des T_3-Tests

Während der durch Dreifachbestimmungen ermittelte Meßfehler nach den vorliegenden Daten und in Übereinstimmung mit aus der Literatur bekannten Ergebnissen (HAMOLSKY et al., 1959; PARROW und TAUBE, 1961) den T_3-Testwert kaum beeinflußt, ergab sich bei gesunden Männern eine bedeutsame intraindividuelle Variation von Tag zu Tag, wie sie bei Frauen schon seit langem bekannt ist (MURPHY, 1959). Als Ursache kommen sehr verschiedenartige Faktoren in Betracht, von denen hier vor allem folgende zu diskutieren sind:

a) Methodik. Die Versuchsbedingungen waren relativ günstig (STAMM, 1966). In der Zeit der Blutentnahme für den Test (9-13 Uhr) sind nach seitherigen Erfahrungen (EINHORN, 1958) keine größeren tagesrhythmischen Schwankungen der Schilddrüsenfunktion zu erwarten. Bei der Blutentnahme waren Körperhaltung und "Stress" weitgehend konstant. Der Test war besonders streng standardisiert (PARROW und TAUBE, 1961; TAUXE und YAMAGUCHI, 1961) dadurch, daß er immer vom gleichen Untersucher nach derselben Technik durchgeführt wurde. Unterschiedliche Hämatokritwerte wurden durch die Hämatokrit-Korrektur nach KNAPP (1967) ausgeglichen.

LEE und PILEGGI (1961) berichteten von starken Schwankungen des T_3-Testwerts derselben Blutprobe bei Zusatz von ^{131}J-Trijodthyronin verschiedener Hersteller; an einer Probe fanden sich Werte zwischen 6,7% und 17,2%. In der vorliegenden Untersuchung wurde jedoch ausschließlich ^{131}J-Trijodthyronin der Farbwerke Hoechst verwendet. Nach den Angaben des Herstellers enthält dieses einen Stabilisator. Es wurde in der Tiefkühltruhe aufbewahrt und am 13. und am 27. September 1965 durch eine neue Lieferung ersetzt; die T_3-Testwerte änderten sich dadurch nicht (siehe Abb.2, S.10).

b) Die Androgene wirken umgekehrt wie die Östrogene auf den T_3-Test (SEMPREBENE et al., 1963; KEITEL, 1957). Ihr Einfluß würde aber das Problem des Zeitgebers der Variation von Tag zu Tag unbeantwortet lassen.

Für die Korrelation Nebennierenrinde - Schilddrüse (VERZÁR und VIDOVIČ, 1951; BROWN-GRANT et al., 1954) sind als "Stress" erlebte Ereignisse als Zeitgeber bekannt. Allerdings sind frühere Ergebnisse zum Teil nicht einheitlich. HETZEL et al. (1956) und TINGLEY et al. (1958) stellten innerhalb von Stunden nach Stress-Interviews eine Erhöhung des proteingebundenen Jods im Serum (PBJ) fest. Nach HANBURY (1959) führt ein Trauma im allgemeinen ebenfalls zu einem erhöhten PBJ. VOLPÉ et al. (1960) und GIBSON (1962) kamen dagegen zu dem Schluß, daß das PBJ sich nach Prüfungen, Fußballspielen, Operationen und Herzinfarkten nicht ändert. Schließlich wäre nach INGBAR und FREINKEL (1956) und BROWN-GRANT et al. (1954), die den Jodstoffwechsel nach ACTH- und Cortisoninjektion und nach "Stress" untersuchten, ein erniedrigter Jodspiegel im Serum zu erwarten.

Die eigenen Ergebnisse (siehe Abschnitt 2, S.9) zeigen keine sicheren Hinweise zu dieser Frage. Bemerkenswert erscheint lediglich eine Erhöhung des Testwerts nach Alkoholgenuß; dabei kann es sich um eine zentral ausgelöste Wirkung handeln, analog der zentralen Wirkung des Alkohols auf die Gefäßweite. Eine quantitative Auswertung war mit den vorhandenen Daten nicht möglich.

c) Auch Einflüsse der Ernährung wären denkbar. Nahrungsmangel führt zu einer Drosselung der Lebensvorgänge und damit parallel zur Schilddrüsenatrophie (GIESE und HÖRSTEBROCK, 1962); Schwankungen der Nahrungszusammensetzung, besonders des Jod-, Vitamin A- und Vitamin B_1-Gehalts (ADAMS, 1946) können Schwankungen der Schilddrüsenfunktion verursachen.

d) Rhythmen mit Perioden von mehr als einem Tag bis zu mehreren Wochen sind bei Männern für einige Körperfunktionen schon bekannt (HILDEBRANDT, 1962; SOLLBERGER, 1965). MARGOLESE und GOLUB (1957) bestimmten bei zwei Männern und drei Frauen über 30 Tage täglich

das PBJ im Serum; die Variation zwischen den Tagen war in allen Fällen signifikant größer als der Meßfehler. Daraus wurde auf rhythmische Tendenzen geschlossen; eine Fourier-Analyse ergab bei einer Frau eine Periode von etwa 1,5 Tagen. Die Kurven der beiden Männer zeigten jedoch gleichlaufende Änderungen an gleichen Tagen, was sich einfacher durch Wettereinflüsse als durch rhythmische Variationen erklären lassen würde.

Für das vorliegende Material erschien es ebenfalls sinnvoller, nach Wettereinflüssen zu suchen, da die Messungen nicht täglich und für Perioden von mehreren Wochen nicht lange genug durchgeführt wurden.

2 Zusammenhang zwischen Wetter und T_3-Test

Bei der statistischen Auswertung der Versuchsdaten konnten 42% der Varianz innerhalb der Vpn, d.h. 42% der Unzuverlässigkeit des T_3-Tests, durch eine geeignete Kombination von Wetterelementen erklärt werden; bestenfalls wären durch einen derartigen Faktor 45% der Varianz zu erklären. Da individuelle Reaktionsunterschiede dabei nicht berücksichtigt werden konnten, scheint der Wettereinfluß eher noch größer zu sein. Reaktionsunterschiede sind wegen der Verschiedenheit der genetischen Anlage und der physiologischen "Erfahrung" sehr wahrscheinlich (TROMP, 1963) und wurden auch hier nachgewiesen (siehe S.26). Zum Beispiel fanden LEBLOND et al. (1943), daß die Reaktion des Jodstoffwechsels auf Kältereiz bei Ratten davon abhängt, ob der Reiz auf bereits kälteadaptierte oder auf unvorbereitete Regulationsmechanismen trifft. Nach SÖDERBLOM (1959) setzt die Reaktion bei aktiven Schilddrüsen rascher ein als bei ruhenden.

Der Einfluß des Wetters auf die Schilddrüsenfunktion scheint hauptsächlich durch die Hypophyse vermittelt zu werden; nach ADAMS (1946) variiert der TSH-Spiegel im Blut bei Tieren gemein-

sam mit meteorologischen Faktoren wie Temperatur, Licht und Luftdruck. Experimente von UOTILA (1939a) zeigten jedoch, daß nach Durchtrennung des Hypophysenstiels keine Reaktion des TSH auf Kältereize eintritt. In verschiedenen Versuchsanordnungen fanden sich danach übergeordnete Reglerzentren in rostralen Anteilen des Hypothalamus (HARRIS, 1964); ein Neurohormon, das die TSH-Produktion stimuliert, konnte im Parabiose-Versuch nachgewiesen werden (FLORSHEIM et al., 1963). Bei Tieren läßt sich die TSH-Produktion durch Kühlung des Hypothalamus beeinflussen (REICHLIN, 1964; ANDERSSON, 1964). Beim Menschen konnte durch zentrale Kühlung nach drei Stunden noch kein erhöhtes PBJ und TSH gefunden werden (BERG et al., 1966). Die Autoren vermuten allerdings, daß die Stimulation unzureichend war. Nach eigenen Ergebnissen (siehe Abschnitt 3.321, S.21) ist es jedoch wahrscheinlich, daß die Reaktion des PBJ erst später einsetzte.

Unter physiologischen Verhältnissen ist nicht allein die Temperatur des Blutes im Hypothalamusgebiet maßgebend für die hypophysäre Regulation. Vielmehr stimuliert auch Licht bestimmter Wellenlängen den Hypothalamus über die Radix optica hypothalamica (MILIN, 1952). Der Wettereinfluß kann schließlich in der Modulation einer endogenen Rhythmik bestehen, wie sie für andere biometeorologische Effekte nachgewiesen wurde (HENTSCHEL, 1953) oder vermutet wird (RANSCHT-FROEMSDORFF, 1964).

Am längsten bekannt ist die Wirkung von Kälte- und Wärmereizen auf die Schilddrüsenaktivität (ADLER, 1916, 1920; MILLS, 1918). In der vorliegenden Untersuchung wurden sogenannte "biologische" Temperaturen verwendet, welche die Einflußgrößen des Wärmehaushalts komplex repräsentieren. Von diesen Temperaturen scheint nach den Ergebnissen der einfachen Covarianzanalysen (Abschnitt 3.321) die Frigorigraphentemperatur - eine Komplexgröße mit den Hauptfaktoren Temperatur, Wind und Strahlung - am wenigsten Einfluß zu besitzen. Dabei ist aber zu berücksichtigen, daß erstens bei diesen Analysen starke, aber divergente Reaktionen der Vpn unentdeckt bleiben, und daß es sich zweitens um Tagesmittelwerte der Frigorigraphentemperatur han-

delt, so daß die Wirkung von Oszillationen dieser Größe und von verändertem Tagesgang hier nicht zu beurteilen ist. Dasselbe gilt für die starke Impulsstrahlung. An den vorliegenden Daten (Vorzeichen des Regressionskoeffizienten) deutet sich jedoch immerhin an, daß eine hohe Frigorigraphentemperatur im allgemeinen am selben Tag einem hohen T_3-Wert entspricht, nach zwei Tagen aber zu einem erniedrigten T_3-Wert führt.

Dasselbe Verhalten läßt sich klarer an den Covarianz- und Regressionsanalysen mit der Abkühlungsgröße nach HILL demonstrieren. Einer hohen Frigorigraphentemperatur entspricht eine niedrige Abkühlungsgröße: am gleichen Tag ergibt sich also bei niedriger Abkühlungsgröße ein hoher T_3-Test (bei 13 von 18 Vpn negativer Regressionskoeffizient), am übernächsten Tag mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von unter 1% ein erniedrigter T_3-Testwert. Dazwischen, am ersten Tag danach, liegt nach den Covarianzanalysen noch eine andere Wirkung, die mittags durch die Faktoren Temperatur und Wind (Abkühlungsgröße), Temperatur, Wind und Dampfdruck (Äquivalenttemperatur) und Gegenstrahlung ausgelöst wird. - Da durch den Frigorigraphen alle diese Größen außer dem Dampfdruck berücksichtigt werden, ist der fehlende Nachweis der Wirkung der Frigorigraphentemperatur am ehesten auf die alleinige Verwendung der Tagesmittelwerte zurückzuführen.

Faßt man die Abkühlungsgröße, die Äquivalenttemperatur und - wegen ihres starken Wärmeeffekts - die Gegenstrahlung zusammen, ergibt sich folgendes Bild (Abb.4, S.23):

1. Die Kombination mittags niedrige Abkühlungsgröße und hohe Gegenstrahlung, fakultativ auch hoher Dampfdruck, entspricht einem hohen T_3-Testwert an demselben Tag.
2. Die Kombination mittags niedrige Abkühlungsgröße, hoher Dampfdruck und niedrige Gegenstrahlung korrespondiert mit einem hohen T_3-Testwert am nächsten Tag.
3. Die Kombination morgens und abends niedrige Abkühlungsgröße mit hoher Gegenstrahlung und hohem Dampfdruck ist mit einem Absinken des T_3-Testwerts am übernächsten Tag

verbunden.
Alle drei Kombinationen entsprechen einer minimalen Reizwirkung auf den Wärmehaushalt, also einer avitalisierenden Wetterlage nach DAUBERT (1958, 1966). Die Erklärung für die verschiedenen Ergebnisse der drei Kombinationen muß deshalb im Bereich der Physiologie der Schilddrüsenregulation gesucht werden. Grundsätzlich sind zwei Wirkungsweisen zu unterscheiden, eine direkte, mehr peripher ausgelöste und eine verzögert beginnende, vor allem durch den Hypothalamus verursachte Reaktion. Die direkte Wirkung kommt wahrscheinlich dadurch zustande, daß eine niedrige Abkühlungsgröße durch verminderte Utilisation des Thyroxins im peripheren Gewebe vermutlich zu einem Rückstau des Hormons ins Blut (KALLEE, 1960) und damit zur Erhöhung des T_3-Testwerts führt. CHAUDHURI und SADHU (1961) fanden entsprechend bei Ratten und Tauben ein erhöhtes PBJ nach Wärmebelastung. Gleichzeitig beginnt ein umgekehrter Vorgang im Hypothalamus: ANDERSSON et al. (1963) stellten an Ziegen eine Erhöhung des PBJ bei zentraler Kühlung schon nach 30-150 min fest.

Die um etwa 40 Stunden verzögerte Reaktion ist dagegen wohl hauptsächlich zentral bedingt. Man kann sie als Ergebnis einer Bedarfsregelung des Hypothalamus ansehen: nach Abkühlung des Hypothalamus wird mehr TSH sezerniert, das über Thyroxin Wärmebildung veranlaßt. Die von SÖDERBERG (1959) angegebene Latenz der Wirkung des TSH von etwa 18-24 Stunden, maximal von einer Woche, bestätigt diese Hypothese. Zu berücksichtigen ist dabei, daß der Einfluß des TSH in seiner Stärke sowohl durch das Nervensystem als auch durch die Katecholamine modifiziert wird (SÖDERBERG, 1959).

Für die erste Kombination ist demnach vor allem die direkte, periphere, für die dritte Kombination vor allem die verzögerte, zentrale Wirkungsweise anzunehmen. Die zweite Kombination findet ihre Erklärung am besten in den Interkorrelationen der Wettergrößen (z.B. F2/Äq2V: $r=0,73$, $p<0,01$; Äq2/Äq2V: $r=0,69$, $p<0,01$), so daß sie eng mit der ersten Kombination zusammenhängt.

Die Vermutung ZENKERs (1960), daß die Wärmeempfindlichkeit

mittags ein Maximum habe, läßt sich an dem vorliegenden Material nur für den direkten Effekt bestätigen; die verzögerte Reaktion ist umgekehrt mittags am schwersten auslösbar.

Die schwach signifikante Wirkung der Globalstrahlung kommt vermutlich durch die Radix optica hypothalamica zustande; seit ASCHOFF (1922) sind entsprechende Befunde an Tieren bekannt (TROMP, 1963).

Die Wirkungsweise der Impulsstrahlung auf biologische Abläufe ist noch unklar. Es sind vor allem zwei Hypothesen zu diskutieren. Einmal soll die Impulsstrahlung direkt in die Regulation des vegetativen Nervensystems eingreifen, wobei schwächere, flachere Impulse hauptsächlich parasympathomimetisch und stärkere, kürzere Impulse eher sympathomimetisch wirken (RANSCHT-FROEMSDORFF, 1962). Zum andern wird die Impulsstrahlung für eine Indikatorgröße gehalten, die biologisch wichtige, aber nicht ohne weiteres meßbare Wettervariable repräsentiert. Für die Schilddrüsenregulation ist aus Tierexperimenten bekannt, daß die Unterbrechung der vegetativen Innervation der Schilddrüse ihre Funktion nicht verändert (UOTILA, 1939b; LOWE et al., 1945). Dennoch ist eine vegetativ-nervöse Beeinflussung über Hypothalamus und Hypophyse denkbar.

Die vorliegenden Daten zeigen hoch signifikante Beziehungen sowohl zwischen schwacher Impulsstrahlung desselben Tages als auch der zwei Tage zuvor gemessenen (jeweils Tagesmittel) und den T_3-Testwerten. Eine niedrige Impulsstrahlung entspricht einer mindestens bis zum übernächsten Tag anhaltenden Steigerung der T_3-Testwerte. Genauer analysiert, zeigen 17 von 18 Vpn die entsprechende negative Korrelation mit IP 0,02 (Tab. 3.3222, S.28) und vermutlich ein etwas kleinerer Anteil eine negative Korrelation mit IP 0,02 V und IP 0,02 VV. Die dazu konträre Hypothese, daß insbesondere eine Summation der Impulsraten über drei Tage sich im T_3-Test bemerkbar macht, ist zunächst unwahrscheinlich, da der Haupteffekt von der Impulsrate desselben Tages ausgeht. Nähere Angaben darüber würden sich aber nur durch Berechnung bedingter Wahrscheinlichkeiten gewinnen lassen.

Ob die schwache Impulsstrahlung nur eine Indikatorgröße ist oder direkt in vegetative Regulationen eingreift (LUDWIG und RANSCHT-FROEMSDORFF, 1965), kann hier nicht entschieden werden. Zu der ersten Hypothese ist zu bemerken, daß die schwache Impulsrate keinerlei Korrelationen mit den anderen verwendeten Wettergrößen zeigt, so daß sie vermutlich andere Größen indizieren würde. Es kommen dann vor allem komplexere Größen wie die Labilität der Atmosphäre in Frage (KÖNIG, 1962); außerdem ist eine niedrige Impulsstrahlung charakteristisch für eine reizarme Wetterlage (DAUBERT, 1966).

Diese Ergebnisse werden anscheinend relativiert durch die Regressionsanalysen, in denen jeweils völlig unterschiedliche Konstellationen von Wettergrößen zur niedrigsten Restvarianz geführt hatten (Tab.3.3221, S.28). Berücksichtigt man aber, daß die Covarianzanalysen, aus denen die obigen Folgerungen gezogen wurden, über alle Vpn summieren, so läßt sich dieses Verfahren als Sonderfall der Summationsmethode ("Averaging") auffassen. Schon das einfache Summationsverfahren bringt Vorteile, wenn die zu untersuchenden Effekte in einer großen intraindividuellen Varianz verborgen sind. In höherem Maß und mit großer Sicherheit ist die Covarianzanalyse in der Lage, auch bei relativ wenigen Beobachtungen geringe, aber gleichsinnige Reaktionen der einzelnen Vpn zu entdecken und so ein allgemein gültiges Bild der Beziehungen zwischen Einflußgröße und Testgröße zu entwerfen.

3 Folgerungen für die Zuverlässigkeit des T_3-Tests

Die Funktion der Schilddrüse ist keine konstante Größe, sondern stellt einen dynamischen Prozeß dar. Wie verschiedene Messungen ergeben haben (SÖDERBERG, 1959; MARGOLESE und GOLUB, 1957), ist deshalb damit zu rechnen, daß bei Wiederholungsmessungen an denselben Patienten eine verhältnismäßig große Streuung auftritt. Diese Streuung kann durch Anpassung allgemein geeigneter Regressionsgeraden erheblich verkleinert werden; für die Regression eignen sich nach den vorliegenden Ergebnissen vor allem

Gruppen von mehreren Wetterelementen. Um passende Regressionskoeffizienten für das gesamte klinische Untersuchungsmaterial zu erhalten, wäre zunächst ein optimales System von Wetterkonstellationen festzulegen (HALD, 1952, S.523) und dann der T_3-Test an einer repräsentativen Gruppe von Probanden zu entsprechenden Zeitpunkten zu bestimmen. Die Streuung von Tag zu Tag ließe sich vielleicht durch Einteilen der Probanden nach Reaktionstypen (ASSMANN, 1963, S.96) weiter verkleinern. Durch regressions-korrigierte Testwerte würde dann mit mindestens doppelter Sicherheit gegenüber den unkorrigierten Werten die Basishormonproduktion der Schilddrüse festgestellt werden können.

Schon jetzt läßt sich in Übereinstimmung mit PARROW und TAUBE (1961) folgern, daß zwei im Abstand von einigen Tagen durchgeführte T_3-Teste die diagnostische Sicherheit wesentlich erhöhen, ebenso aber die einfache Berücksichtigung der Reizstärke der Wetterlagen zum Zeitpunkt der Blutentnahme und zwei Tage davor.

ZUSAMMENFASSUNG

1. Der Mittelwert von 204 T_3-Testen an 18 gesunden männlichen Vpn betrug 14,6%; etwa 95% der Werte lagen zwischen 11,5% und 19,0%. Der durch Dreifachbestimmungen festgestellte Meßfehler der Testwerte betrug s" = $\pm$0,53%; die Werte streuten intraindividuell von Tag zu Tag mit s = $\pm$1,41%.

2. Multiple Regressionsfunktionen mit Wettergrößen waren in der Lage, die intraindividuelle Varianz, die der Unzuverlässigkeit des T_3-Tests entspricht, auf 58% des Ausgangswerts zu senken. Bei einzelnen Vpn gelang eine Senkung bis auf 18% des Ausgangswertes.

3. Reizarme Wetterlagen am Tag der T_3-Messung entsprachen hohen Testergebnissen; reizarme Wetterlagen zwei Tage vor der T_3-Messung führten mit 99,9% Sicherheit zu einem erniedrigten T_3-Testwert. Hauptparameter dieser Wirkung waren die Abkühlungsgröße (nach HILL) in drei Messungen pro Tag, die elektrische Impulsstrahlung mit einer Schwelle von 0,02 V/m im Tagesmittel und die Gegenstrahlung der Atmosphäre in drei Messungen pro Tag.

STATISTISCHER ANHANG

1 Varianzanalysen

1.1 Zweifache Varianzanalyse

Modell:

$y_{\alpha\beta j} = \mu + u_\alpha + v_\beta + w_{\alpha\beta} + z_{\alpha\beta j}$

Annahmen:

$E(u_\alpha) = E(v_\beta) = E(w_{\alpha\beta}) = E(z_{\alpha\beta j}) = 0$; $E(y_{\alpha\beta j}) = \mu$
var $u_\alpha = \sigma_A^2$; var $v_\beta = \sigma_B^2$; var $w_{\alpha\beta} = \sigma_{AB}^2$; var $z_{\alpha\beta j} = \sigma^2$;
alle u, v, w, z normalverteilt und unkorreliert.

Bezeichnungen:

- $y_{\alpha\beta j}$: T_3-Einzelmeßwerte
- μ : Konstante
- u_α : Abweichungen der Vpn von μ (7 Vpn)
- v_β : Abweichungen der Tage von μ (12 Tage)
- $w_{\alpha\beta}$: gemeinsame Abweichungen der Vpn und Tage von μ
- $z_{\alpha\beta j}$: Abweichungen der 3 T_3-Einzelmeßwerte von ihrem Mittelwert ("Meßfehler")
- E : Erwartungswert; var: Varianz

Für die F-Teste und zur Schätzung der Varianzen wurde die Tabelle 1.1 (nach GEPPERT) verwendet.

F-Test für die Wechselwirkung: $F(66,168) = 8{,}65$; $p<0{,}001$;
für s_B^2: $F(11,66) = 8{,}73$; $p<0{,}001$;
für s_A^2: $F(6,66) = 13{,}45$; $p<0{,}001$.

Zur Schätzung der Varianzen σ^2, σ_{AB}^2, σ_A^2 und σ_B^2 wurden die erhaltenen Durchschnittsquadrate als Schätzung den entsprechenden Erwartungswerten gleichgesetzt:

$\hat{E}(s''^2) = \hat{\sigma}^2 = 0{,}283;$

$\hat{E}(s_{AB}^2) = \sigma^2 + 3\cdot\hat{\sigma}_{AB}^2 = 2{,}447;\ \hat{\sigma}_{AB}^2 = 0{,}721;$

$\hat{E}(s_A^2) = \hat{\sigma}^2 + 12\cdot3\cdot\hat{\sigma}_A^2 + 3\cdot\hat{\sigma}_{AB}^2 = 32{,}920;\ \hat{\sigma}_A^2 = 0{,}846;$

$\hat{E}(s_B^2) = \hat{\sigma}^2 + 7\cdot3\cdot\hat{\sigma}_B^2 + 3\cdot\hat{\sigma}_{AB}^2 = 21{,}359;\ \hat{\sigma}_B^2 = 0{,}901.$

Ursache	F.G.	Quadratsummen mit Erwartungswerten
zwischen Vpn	6	$Q_A = 12 \cdot 3 \cdot \Sigma(\bar{y}_{\alpha..} - \bar{y}_{...})^2$
		$E(Q_A) = 6 \cdot (\sigma^2 + 12 \cdot 3 \cdot \sigma_A^2 + 3 \cdot \sigma_{AB}^2)$
zwischen Tagen	11	$Q_B = 7 \cdot 3 \cdot \Sigma(\bar{y}_{.\beta.} - \bar{y}_{...})^2$
		$E(Q_B) = 11 \cdot (\sigma^2 + 7 \cdot 3 \cdot \sigma_B^2 + 3 \cdot \sigma_{AB}^2)$
Wechselwirkung	66	$Q_{AB} = 3 \cdot \Sigma\Sigma(\bar{y}_{\alpha\beta.} - \bar{y}_{\alpha..} - \bar{y}_{.\beta.} + \bar{y}_{...})^2$
		$E(Q_{AB}) = 66 \cdot (\sigma^2 + 3 \cdot \sigma_{AB}^2)$
Meßfehler	168	$Q'' = \Sigma\Sigma\Sigma(y_{\alpha\beta j} - \bar{y}_{\alpha\beta.})^2$
zw.Testwerten	83	$Q' = 3 \cdot \Sigma\Sigma(\bar{y}_{\alpha\beta.} - \bar{y}_{...})^2$
total	251	$Q = \Sigma\Sigma\Sigma(y_{\alpha\beta j} - \bar{y}_{...})^2$

Tab. 1.1: Zweifache Varianzanalyse

1.2 Dreifache Varianzanalyse

Modell: $y_{\alpha\beta\gamma j} = \mu + u_\alpha + v_\beta + w_\gamma + r_{\alpha\beta} + p_{\beta\gamma} + q_{\alpha\gamma} + t_{\alpha\beta\gamma} + z_{\alpha\beta\gamma j}$

Annahmen: wie unter 1.1

Bezeichnungen: Index β: Wochentage (1...3), Index γ : Wochen (1...4)
sonst wie unter 1.1

Ergebnis:

Ursache	F.G.	Durchschnittsquadrat	F-Test	p	Schätzung
zwischen Vpn	6	32,920	13,54	<0,001	$\hat{\sigma}_A^2 = 0{,}847$
zwischen W'tagen	2	25,913	2,67	n.s.	$\hat{\sigma}_B^2 = 0{,}193$
zwischen Wochen	3	41,639	4,29	n.s.	$\hat{\sigma}_C^2 = 0{,}507$
WW Vpn/Wochentage	12	2,215	0,91	n.s.	
WW W'tage/Wochen	6	9,701	3,99	<0,005	$\hat{\sigma}_{BC}^2 = 0{,}346$
WW Vpn/Wochen	18	2,630	1,08	n.s.	
WW Vpn/W'tage/Wochen	36	2,432	8,59	<0,001	$\hat{\sigma}_{ABC}^2 = 0{,}716$
Meßfehler	168	0,283	1		$\hat{\sigma}^2 = 0{,}283$
zwischen Testwerten	83	7,156	-		
total	251	2,556	-		

Tab. 1.2: Dreifache Varianzanalyse

Der Einfluß der Wochentage (Wirkung von Wochenenden) war demnach nicht signifikant. - Der Einfluß der Wochen ist schwach signifikant (<0,10). Dabei könnte man eine Wirkung der Erneuerung des ^{131}J-Trijodthyronins (am 13. und 27.9.1965) vermuten; diese Hypothese scheidet jedoch aus, da die Tagesmittelwerte (Tab.1, S.51) dagegen sprechen. Wahrscheinlich hat der Einfluß der besonderen Wettersituation in der letzten Woche (29.9. bis 4.10.1965) zu dieser Signifikanz geführt. Im übrigen entsprechen sich die Schätzungen $\hat{\sigma}^2_{ABC}$ und $\hat{\sigma}^2_{AB}$ aus 1.1 und $\hat{\sigma}^2_{A}$ und $\hat{\sigma}^2_{A}$ aus 1.1, so daß sich dafür dieselbe Interpretation auf beide Varianzanalysen anwenden läßt.

2 Covarianzanalysen

2.1 Allgemeines Modell:

$$y_{ij} = \mu + \mu_i + \beta_1(x_{ij1}-\bar{x}_{i\cdot 1}) + \ldots + \beta_p(x_{ijp}-\bar{x}_{i\cdot p}) + z_{ij}$$

Annahmen:

$$E(y_{ij}) = \mu + \mu_i + \beta_1(x_{ij1}-\bar{x}_{i\cdot 1}) + \ldots + \beta_p(x_{ijp}-\bar{x}_{i\cdot p});$$

var $y_{ij} = \sigma^2$; $E(z_{ij}) = 0$; var z_{ij} = var y_{ij};

die β_k seien für alle Vpn gleich;

für $(\beta_1, \ldots, \beta_p) = 0$ sei s^2_D/s^2_U F-verteilt.

Schätzung der Regressionsgleichung Y:

$$Y = a_o + a_i + b_1(x_{ij1}-\bar{x}_{i\cdot 1}) + \ldots + b_p(x_{ijp}-\bar{x}_{i\cdot p});\ \hat{\sigma}^2 = s^2_U;$$

mit nach der Methode der kleinsten Quadrate bestimmten Parametern (HALD, 1952, S.638 ff.), die nach dem Theorem von MARKOFF (HALD, 1952) auch für den Fall, daß die y_{ij} nicht normalverteilt sind, die besten linearen Schätzungen sind.

Bezeichnungen:

$y_{ij} = x_{ij(p+1)}$: Testwerte (abhängige Größe)

x_{ijk}: Wettergrößen (unabhängige Covariablen)

mit Indices i = 1, 2, ..., 18 für die 18 Vpn

j = 1, 2, ..., n_i für die Anzahl der Meßwerte der i-ten Vp (höchstens 13)

k = 1, 2, ..., p für die Wettergrößen

m = 1, 2, ..., p für die Wettergrößen
a = 1, 2, ..., p+1 für Variable und Covariable
b = 1, 2, ..., p+1 für Variable und Covariable

μ : Konstante mit Schätzung a_o
μ_i: Konstanten der Vpn mit Schätzung a_i
β_k: Regressionskoeffizienten mit Schätzung b_k
Die Mittelwerte $\bar{x}_{i.k}$ sind für festes k nur mit n_i veränderlich.

Berechnungen (BMD, 1965):
Es wurden Quadrat- und Produktsummenmatrizen (q_{ab}) für die Gesamtvarianz $(q_{ab})_t$, für den Varianzanteil zwischen Vpn $(q_{ab})_z$ und für den Anteil innerhalb der Vpn $(q_{ab})_e$ berechnet. Davon ist hier nur der Varianzanteil innerhalb der Vpn näher zu untersuchen, da er identisch ist mit dem "Fehler" der T_3-Bestimmungen bei Wiederholungsmessung.
Der formelmäßige Ausdruck lautet für die Elemente der Matrix $(q_{ab})_t$:

$$q_{abt} = \sum_i \sum_j x_{ija} x_{ijb} - \bar{x}_{..a} \sum_i \sum_j x_{ijb};$$

für die Elemente der Matrix $(q_{ab})_z$:

$$q_{abz} = \sum_i \left(\bar{x}_{i.a} \sum_j x_{ijb}\right) - \bar{x}_{..a} \sum_i \sum_j x_{ijb};$$

hier wurden nur die Elemente $q_{(p+1)(p+1)t}$ und $q_{(p+1)(p+1)z}$ verwendet.
Die Matrix $(q_{ab})_e$ hat die Elemente

$$q_{abe} = q_{abt} - q_{abz}$$

$$= \sum_i \sum_j x_{ija} x_{ijb} - \sum_i \bar{x}_{i.a} \cdot \Sigma\, x_{ijb},$$

wobei $q_{(p+1)(p+1)e}$ als q_o, $q_{k(p+1)e}$ als q_k und $q_{m(p+1)e}$ als q_m bezeichnet werden.
Zur Matrix $(q_{km})_e$ wurde die Inverse gebildet, sie soll mit (c_{km}) ohne Index e bezeichnet werden.

Die Regressionskoeffizienten wurden berechnet nach

$$b_k = \sum_m c_{km} q_m;$$

die Quadratsumme durch die Regression q_D ergibt sich als

$$q_D = \sum_k b_k q_k \text{ mit p Freiheitsgraden und Durchschnittsquadrat } s_D^2$$

und die Quadratsumme um die Regression q_U als $q_U = q_o - q_D$ mit $(\Sigma n_i - 18 - p)$ Freiheitsgraden und Durchschnittsquadrat s_U^2.

Der Standardfehler s_k der Regressionskoeffizienten b_k ist $s_k = \sqrt{s_U^2 c_{kk}}$, der t-Test der Koeffizienten gegen Null ergibt sich dann als $t_k = b_k / s_k$.

Die Hypothese $(\beta_1, \ldots, \beta_p) = 0$ läßt sich nach der genannten Annahme durch $s_D^2 / s_U^2 = F$ testen.

Zusammenfassung:

Ursache	Quadratsumme	Freiheitsgrade	Durchschnittsquadrat
total	$q_{(p+1)(p+1)t}$	$\Sigma n_i - 1$	-
zwischen Vpn	$q_{(p+1)(p+1)z}$	17	-
innerhalb Vpn	q_o	$\Sigma n_i - 18$	s_o^2
- durch Regression	q_D	p	s_D^2
- um Regression	q_U	$\Sigma n_i - 18 - p$	s_U^2

Tab. 2.1: Covarianzanalysen

2.2 Aus $(q_{ab})_e$ abgeleitete Korrelationen

Da die Schätzung des Korrelationskoeffizienten ρ, r, durch den Ausdruck $\text{Produktsumme}_{12} / \sqrt{\text{Quadratsumme}_1 \times \text{Quadratsumme}_2}$ gegeben ist, wurden für den vorliegenden Fall Korrelationen r_{abe} durch die Formel $r_{abe} = q_{abe} / |\sqrt{q_{aae} \times q_{bbe}}|$ gewonnen.

Sie haben gegenüber einfachen Korrelationen den Vorzug, daß sie nach den n_i gewichtet sind. Für die Covarianzanalyse mit zehn Covariablen wurden die r_{abe} in der Tab.3 (S.53) aufgeführt.

2.3 Die Quadratsumme durch die Regression bei Covarianzanalysen mit zwei Covariablen

Es soll hier ein Schnellverfahren für die optimale Auswahl von zwei Covariablen aus einem Satz von Covariablen mit bekannter Matrix $(q_{ab})_e$ entwickelt werden. "Optimal" sei gleichbedeutend mit minimaler Restvarianz bzw. maximaler Quadratsumme q_D. Bezugspunkt für q_D sei die Summe der q'_D, die sich in Covarianzanalysen mit je einer dieser Variablen ergibt, so daß das Verhalten einer Funktion für $\Delta = q_D - q'_{D1} - q'_{D2}$ zu untersuchen ist; Δ soll optimal >0 sein.

Gegeben sei eine Quadrat- und Produktsummenmatrix, in den Bezeichnungen von 2.1

$$\begin{pmatrix} q_{11} & q_{12} & q_1 \\ q_{12} & q_{22} & q_2 \\ q_1 & q_2 & q_o \end{pmatrix} \qquad (q_{11} = q_{11e} \text{ usw.})$$

und die Inverse von (q_{km})

$$\begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{12} & c_{22} \end{pmatrix} = \frac{1}{q_{11}q_{22}-q_{12}^2} \begin{pmatrix} q_{22} & -q_{12} \\ -q_{12} & q_{11} \end{pmatrix}$$

Dann ist nach 2.1 die Quadratsumme durch die Regression

$$q_D = b_1q_1 + b_2q_2 = c_{11}q_1^2 + 2c_{12}q_1q_2 + c_{22}q_2^2$$
$$=(q_1^2q_{22} - 2q_1q_2q_{12} + q_2^2q_{11})/(q_{11}q_{22} - q_{12}^2)$$

Bezeichnet man $q_{12}^2/q_{11}q_{22}$ als r_{12}^2, so läßt sich q_D umformen in

$$q_D = \frac{1}{1 - r_{12}^2} \left(\frac{q_1^2}{q_{11}} - 2 \frac{q_1q_2}{q_{12}} r_{12}^2 + \frac{q_2^2}{q_{22}} \right).$$

Die Quadratsummen q'_D aus den zwei Covarianzanalysen mit je einer Covariablen sind

$$q'_{D1} = q_1^2/q_{11}$$

und $q'_{D2} = q_2^2/q_{22}$.

Der Unterschied $\Delta = q_D - q'_{D1} - q'_{D2}$ ist demnach

$$\Delta = \frac{r_{12}^2}{1-r_{12}^2} \left(\frac{q_1^2}{q_{11}} - 2\,\frac{q_1 q_2}{q_{12}} + \frac{q_2^2}{q_{22}}\right).$$

Wenn man berücksichtigt, daß q_{11} und q_{22} immer positiv sind und r_{12}^2 auf den Bereich $0 \leq r_{12}^2 < +1$ beschränkt ist, ergibt sich folgendes:

1. Für $r_{12}^2 = 0$ ist $\Delta = 0$.
2. Für $r_{12}^2 \neq 0$ und

2.1 $2\,q_1q_2/q_{12} > q_1^2/q_{11} + q_2^2/q_{22}$ ist $\Delta < 0$;

2.2 $2\,q_1q_2/q_{12} = q_1^2/q_{11} + q_2^2/q_{22}$ ist $\Delta = 0$;

2.3 $2\,q_1q_2/q_{12} < q_1^2/q_{11} + q_2^2/q_{22}$ ist $\Delta > 0$.

Als günstiger Sonderfall der Bedingung 2.3 ist insbesondere für

$$q_1q_2/q_{12} < 0 \text{ die Differenz } \Delta > 0. \quad (2.31)$$

Die Bedingungen 2.1 - 2.3 lassen sich für den Fall $q_{12} > 0$ übersichtlicher gestalten, wenn man

$q_1^2/q_{11}q_o = r_1^2$ und $q_2^2/q_{22}q_o = r_2^2$ setzt und außerdem r_{12} als $q_{12}/|\sqrt{q_{11}q_{22}}|$, r_1 als $q_1/|\sqrt{q_{11}q_o}|$ und r_2 als $q_2/|\sqrt{q_{22}q_o}|$ definiert. Dadurch läßt sich aus Bedingung 2.2 errechnen:

$$r_{12} = 2\,\frac{r_1 r_2}{r_1^2+r_2^2} = 2\left(\frac{r_1}{r_2} + \frac{r_2}{r_1}\right)^{-1} \quad (2.21)$$

und die Bedingungen lauten dann für $r_{12} > 0$:

2.1 $r_{12} < 2\, r_1 r_2/(r_1^2+r_2^2)$ führt zu $\Delta < 0$;

2.2 $r_{12} = 2\, r_1 r_2/(r_1^2+r_2^2)$ führt zu $\Delta = 0$;

2.3 $r_{12} > 2\, r_1 r_2/(r_1^2+r_2^2)$ führt zu $\Delta > 0$;

die Bedingung 2.31 läßt sich für $-1<r_{12}<+1$ in $r_1 r_2/r_{12} < 0$ überführen.

Aus Gleichung (2.21) läßt sich noch eine weitere Aussage gewinnen:
je größer r_1/r_2 oder r_2/r_1 ist, desto eher erfüllt r_{12} die Bedingung 2.3, und desto größer wird dann Δ.

Die Quadratsumme durch die Regression bei Covarianzanalysen mit zwei Covariablen wird also nur dann größer als die Summe der Quadratsummen der entsprechenden Analysen mit einer Covariablen, wenn die Bedingung 2.3 erfüllt ist. Zur schnellen Orientierung läßt sich das Kriterium 2.31 verwenden: optimal ist das Paar von Covariablen, bei dem eine oder drei der drei Größen q_1, q_2 und q_{12} (oder entsprechend r_1, r_2 und r_{12}) negativ sind. **Zur eigentlichen Analyse müssen allerdings exaktere Auswahlverfahren verwendet werden (siehe unten Abschnitt 2.4).**

2.4 Eliminieren von Covariablen

Nach R.A.FISHER (1958, §29.1) erhöht sich q_U beim Eliminieren z.B. von x_3 um b_3^2/c_{33}; die Regressionskoeffizienten werden durch Ausdrücke wie $b_1' = b_1 - c_{13}b_3/c_{33}$ angepaßt, und die Inverse läßt sich korrigieren durch $c_{12}' = c_{12} - c_{13}c_{23}/c_{33}$ usw. (Methode der "pivotal condensation", RAO, 1965, S.233). Das Verfahren ist sehr exakt für nicht zu stark störanfällige ("ill conditioned") Ausgangsmatrizen. In einem Fall (siehe Abschnitt 3.31 der Ergebnisse) wurde von einer Covarianzanalyse mit 10 Covariablen ausgegangen und schrittweise eliminiert. Die für 5 Covariable erhaltene Inverse stimmte mit einer nach dem verketteten Algorithmus (ZURMÜHL, 1965 §7.4) berechneten Inversen mindestens in der vierten geltenden Ziffer (Anfangsgenauigkeit in beiden Fällen fünf geltende Ziffern) überein. - Eine Kontrolle der Elimination

läßt sich durchführen, indem man die b'_K und die neue q_D mit $b'_K = \sum_m c'_{km} q_m$ bzw. $q_D = \sum_k b'_k q_k$ nachprüft.

3 Regressionsanalysen

Allgemeines Modell:

$$y_j = \mu + \beta_1(x_{j1} - \bar{x}_{.1}) + \ldots + \beta_p(x_{jp} - \bar{x}_{.p}) + z_j$$

Annahmen:

$$E(y_j) = \mu + \beta_1(x_{j1} - \bar{x}_{.1}) + \ldots + \beta_p(x_{jp} - \bar{x}_{.p})$$

$\text{var } y_j = \sigma^2$;

für $(\beta_1, \ldots, \beta_p) = 0$ sei s_D^2/s_U^2 F-verteilt;

z_j normalverteilt mit $E(z_j) = 0$, $\text{var } z_j = \sigma^2$.

Schätzung der Regressionsgleichung Y:

$$Y = a + b_1(x_{j1} - \bar{x}_{.1}) + \ldots + b_p(x_{jp} - \bar{x}_{.p});$$

$\hat{\sigma}^2 = s_U^2$

mit nach der Methode der kleinsten Quadrate bestimmten Parametern.

Bezeichnungen:

entsprechend Abschnitt 2.1 unter Streichung des Vpn-Indexes;

Berechnungen:

Es wurde eine Covarianzmatrix (q_{ab}) berechnet mit Elementen

$$q_{ab} = \sum_j x_{ja} x_{jb} - \bar{x}_{.a} \cdot \Sigma x_{jb}$$

$$\begin{aligned} (q_{(p+1)(p+1)} &= q_o, \\ q_{k(p+1)} &= q_k, \\ q_{m(p+1)} &= q_m); \end{aligned}$$

und zu der Matrix (q_{km}) die Inverse (c_{km}) gebildet.

Die Regressionskoeffizienten ergaben sich als

$$b_k = \sum_m c_{km} q_m$$

mit Standardfehler

$$s_k = +\sqrt{s_0^2 c_{kk}}$$

und t-Test gegen Null

$$t_k = b_k / s_k .$$

Die Quadratsumme durch die Regression war

$$q_D = \sum_k b_k q_k \quad \text{mit p Freiheitsgraden und Durchschnittsquadrat } s_D^2$$

und die Quadratsumme um die Regression

$$q_U = q_o - q_D \quad \text{mit (n - p - 1) Freiheitsgraden und Durchschnittsquadrat } s_U^2 .$$

Die multiple Korrelation R wurde dann berechnet nach

$$R^2 = q_D / q_o$$

und gegen Null geprüft durch

$$F(p,\ n-p-1) = \frac{R^2 \cdot (n-p-1)}{(1-R^2) \cdot p} = s_D^2 / s_U^2 ,$$

was nach der genannten Annahme gleichbedeutend ist mit der Prüfung der Hypothese $(\beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_p) = 0$.
Geht man von der Covarianzmatrix (q_{ab}) zur Korrelationsmatrix (r_{ab}) über und berechnet die Inverse (r^{ab}), so läßt sich die partielle Korrelation der Covariablen k mit dem T_3-Testwert (p+1) als

$$r_{k(p+1)\cdot(1,\ \ldots,\ p-1)} = \frac{r^{k(p+1)}}{\sqrt{r^{kk} r^{(p+1)(p+1)}}}$$

bestimmen. Sie ist ein Maß für die zusätzliche Wichtigkeit einer Covariablen gegenüber der Regressionsanalyse ohne diese Größe (RAO, 1965).

TABELLEN

Abkürzungen:

Akt.	: Globalstrahlung
GS	: Gegenstrahlung
Äq	: Äquivalenttemperatur
F	: Abkühlungsgröße
Frigor.	: Frigorigraphentemperatur
IP 0,4	: Impulszahlen, Ansprechschwelle 0,4 V/m
IP 0,02	: Impulszahlen, Ansprechschwelle 0,02 V/m

mit den Zusätzen:

1	: 7.23 Uhr
2	: 14.23 Uhr
3	: 21.23 Uhr
Vm	: Vormittag
Nm	: Nachmittag
Tm	: Tagesmittel
V	: Vortag
VV	: Vorvortag

Datum	6.9.	8.9.	10.9.	13.9.	15.9.	17.9.	20.9.	22.9.	24.9.	27.9.	29.9.	1.10.	4.10.	$\bar{x}$	s^2	s
Vp 1	12,48	15,73	15,07	-	-	15,68	18,25	14,89	14,30	13,06	15,02	-	-	14,94	2,77	1,66
2	13,69	-	13,15	13,59	13,55	13,94	13,89	12,44	13,73	13,87	12,52	-	-	13,44	0,31	0,55
3	13,21	13,40	12,52	-	15,76	-	15,27	14,54	15,70	14,43	15,74	-	-	14,51	1,49	1,22
4	11,67	11,69	13,51	12,96	14,09	14,77	12,79	11,88	13,40	12,86	13,76	15,23	15,24	13,37	1,53	1,24
5	12,49	12,63	12,95	13,71	11,55	13,31	13,59	13,87	13,75	14,05	12,60	16,70	15,50	13,59	1,78	1,34
6	13,84	14,33	15,45	16,23	14,81	15,10	14,05	15,16	16,95	17,19	16,48	-	-	15,42	1,34	1,16
7	13,77	16,37	-	13,98	13,51	13,02	14,27	14,65	13,35	14,03	14,81	-	-	14,18	0,90	0,95
8	-	15,05	14,61	14,22	13,23	14,91	16,00	15,46	14,09	15,86	14,89	17,23	17,37	15,24	1,51	1,23
9	15,25	16,46	14,91	18,11	15,59	15,76	14,45	14,33	15,84	15,96	16,65	19,10	17,10	16,12	1,91	1,38
10	11,80	12,50	12,77	13,11	13,68	14,17	13,43	11,99	15,61	15,66	13,75	15,30	15,29	13,77	1,83	1,35
11	11,81	12,64	-	14,45	12,81	13,66	13,83	12,70	14,86	15,21	13,64	-	-	13 56	1,17	1,08
12	-	16,08	-	17,03	11,40	14,64	13,17	15,06	17,75	15,32	14,59	-	-	15 02	3,69	1,92
13	-	14,85	12,58	13,59	13,67	13,16	11,96	13,87	14,50	15,48	14,56	16,63	15,31	14,18	1,72	1,31
14	15,01	14,20	13,88	16,26	13,97	15,37	12,41	13,58	15,84	14,20	14,09	17,71	15,19	14,75	1,84	1,36
15	-	18,53	14,49	15,06	14,56	15,25	15,51	14,11	16,80	16,85	19,40	22,01	20,60	16,93	6,89	2,63
16	14,46	15,14	15,07	14,97	13,88	15,04	13,06	13,66	15,08	15,31	15,68	-	-	14,67	0,65	0,81
17	14,50	13,77	14,39	16,52	15,09	13,43	15,28	13,01	15,96	16,39	17,53	-	-	15,08	2,01	1,42
18	13,90	12,32	13,28	15,26	14,51	13,17	14,78	12,97	15,07	14,22	15,91	16,95	17,00	14,56	2,16	1,47
$\bar{x}$	13,42	14,45	13,91	14,94	13,86	14,37	14,22	13,79	15,14	15,00	15,09	17,43	16,51	14,63		
s^2	1,45	4,56	1,01	2,30	1,45	0,90	2,23	1,20	1,62	1,52	2,96	4,33	3,16			
s	1,20	2,13	1,01	1,52	1,20	0,95	1,49	1,10	1,27	1,23	1,72	2,08	1,78			

Tab.1: T_3-Testwerte in % nach Vpn und nach Tagen

	Akt.V	GS 1	GS 3 V	GS 2 V	Äq 3 V	F 1	F 3 V	F 3 VV	Frigor.	IP 0,02	T_3
Akt.V	-	-0,364	-0,365	-0,131	0,069	0,105	0,122	-0,199	0,470	0,012	-0,113
GS 1	-0,364	-	0,448	0,192	-0,099	-0,433	-0,331	0,284	-0,013	0,435	-0,034
GS 3 V	-0,365	0,448	-	0,405	0,191	-0,365	0,149	0,210	-0,070	0,201	0,025
GS 2 V	-0,131	0,192	0,405	-	-0,024	0,051	-0,103	0,294	0,087	0,376	-0,154
Äq 3 V	0,069	-0,099	0,191	-0,024	-	-0,436	-0,451	-0,325	0,681	-0,291	0,161
F 1	0,105	-0,433	-0,365	0,051	-0,436	-	0,082	-0,120	-0,417	-0,047	-0,061
F 3 V	0,122	-0,331	0,149	-0,103	-0,451	0,082	-	0,233	-0,387	-0,062	-0,089
F 3 VV	-0,199	0,284	0,210	0,294	-0,325	-0,120	0,233	-	-0,025	0,043	0,393
Frigor.	0,470	-0,013	-0,070	0,087	0,681	-0,417	-0,387	-0,025	-	0,078	0,095
IP 0,02	0,012	0,435	0,201	0,376	-0,291	-0,047	-0,062	0,043	0,078	-	-0,350
T_3	-0,113	-0,034	0,025	-0,154	0,161	-0,061	-0,089	0,393	0,095	-0,350	-

Tab.2: Korrelationen aus der Covarianz-analyse mit zehn Wettervariablen

	Akt.Vm	GS 1	GS 2 V	GS 3 V	Äq 3 V	F 1	F 3 V	F 3 VV	Frigor.	IP 0,02
b	0,0018947	-0,084719	-0,17001	0,059718	0,0083068	0,0039471	-0,039109	0,048441	-0,0059443	-0,00065832
t	0,527	-2,420	-5,046	2,038	1,231	0,783	-3,521	7,946	-0,816	-1,130
p	<0,60	<0,02	<0,001	<0,05	<0,30	<0,50	<0,001	<0,001	<0,50	<0,30
F	0,3228	6,8024	29,5751	4,8247	1,7595	0,7117	14,4025	73,3532	0,7737	1,4883

Restvarianz s^2=1,1618; F-Test für den gemeinsamen Einfluß aller Wettergrößen: F(10,176)=14,163; p<0,001

b	-0,085174	-0,17061	0,060469	0,0068965	0,0044744	-0,037676	0,046957	-0,0032611	-0,00073546
t	-2,438	-5,077	2,070	1,115	0,907	-3,506	8,701	-0,627	-1,307
p	<0,02	<0,001	<0,05	<0,30	<0,40	<0,001	<0,001	<0,60	<0,20
F	5,8797	29,8193	4,9586	1,4388	0,9519	14,2180	87,5957	0,4552	1,9759

Restvarianz: s^2=1,1570; F(9,177)=15,770; p<0,001

b	-0,085778	-0,17308	0,070204	0,0041115	0,0048753	-0,038625	0,045373		-0,00093358
t	-2,461	-5,195	2,842	0,957	0,998	-3,636	9,530		-2,008
p	<0,02	<0,001	<0,01	<0,40	<0,40	<0,001	<0,001		<0,05
F	6,9829	31,1161	9,3135	1,0555	1,1495	15,2453	104,7263		4,6481

Restvarianz s^2=1,1531; F(8,178)=17,752; p<0,001

b	-0,10666	-0,17493	0,083403		0,0017751	-0,045962	0,044445		-0,0010396
t	-3,926	-5,260	4,071		0,486	-6,254	9,537		-2,303
p	<0,001	<0,001	<0,001		<0,70	<0,001	<0,001		<0,025
F	17,7611	31,8925	19,1027		0,2723	45,0851	104,8380		6,1105

Restvarianz s^2=1,1525; F(7,179)=20,167; p<0,001

b	-0,10983	-0,17161	0,080701			-0,045774	0,044352		-0,0010231
t	-4,173	-5,284	4,102			-6,251	9,546		-2,277
p	<0,001	<0,001	<0,001			<0,001	<0,001		<0,025
F	19,9845	32,0422	19,3070			44,8404	104,5773		5,9517

Restvarianz s^2=1,1477, F(6,180)=23,589, p<0,001

Tab.3: Elimination von Covariablen aus der Covarianzanalyse mit zehn Wettervariablen (siehe Abschnitt 3.31, S.19; zur Größe der Regressionskoeffizienten Abschnitt 3.24, S.15)
b: Regressionskoeffizienten, t: t-Test, p: Irrtumswahrscheinlichkeit, f: "Fisher".

Regressionsanalysen	F3VV	F1V	F 2	GS1VV	IPO,02	Mult. Korr.	F-Test: p
Vp 1: Korr.mit T_3 (n=9)	0,105	-0,424	-0,287	0,329	-0,206		
	Regressionsanalyse mit 5 Wettergrößen wegen Singularität der Covarianzmatrix nicht verwertbar						
mit 4 Variablen:							
Part.Korr.	0,078	-0,334	-0,282		-0,212		
Regr.Koeff.	0,010	-0,054	-0,014		-0,001	0,52935	n.s.
t-Test: p	0,88	0,52	0,59		0,69		
mit 3: Part.Korr.		-0,423	-0,272		-0,199		
Regr.koeff.		-0,061	-0,013		-0,001	0,52397	n.s.
t-Test: p		0,34	0,56		0,67		
mit 2: Part.Korr.		-0,421	-0,281				
Regr.koeff.		-0,061	-0,013			0,49488	n.s.
t-Test: p		0,30	0,50				
mit 1: Part.Korr.		-0,424					
Regr.koeff.		-0,065				0,42416	n.s.
t-Test: p		0,26					
Vp 2: Korr.mit T_3 (n=10)	-0,395	-0,367	-0,037	0,110	-0,114		
	Regressionsanalyse mit 5 Wettergrößen wegen signifikanter Abweichung der Residuen von der Normalverteilung nicht verwertbar						
	Regressionsanalyse mit 4 Wettergrößen wegen Singularität der Covarianzmatrix nicht verwertbar						
mit 3 Variablen:							
Part.Korr.	-0,548	-0,509	0,236				
Regr.koeff.	-0,023	-0,025	0,004			0,63279	n.s.
t-Test: p	0,16	0,20	0,57				
mit 2: Part.Korr.	-0,511	-0,493					
Regr.koeff.	-0,019	-0,024				0,59856	n.s.
t-Test: p	0,16	0,18					
mit 1: Part.Korr.	-0,395						
Regr.koeff.	-0,015					0,39496	n.s.
t-Test: p	0,26						
Vp 3: Korr.mit T_3 (n=9)	0,076	-0,047	-0,292	-0,606	-0,531		
mit 5: Part.Korr.	0,427	0,330	0,082	-0,591	-0,670		
Regr.koeff.	0,037	0,024	0,003	-0,234	-0,003	0,81066	n.s.
t-Test: p	0,47	0,59	0,90	0,29	0,22		
mit 4: Part.Korr.	0,420	0,335		-0,649	-0,672		
Regr.koeff.	0,037	0,024		-0,218	-0,003	0,80756	n.s.
t-Test: p	0,41	0,52		0,16	0,14		
mit 3: Part.Korr.	0,285			-0,630	-0,619		
Regr.koeff.	0,020			-0,220	-0,003	0,78062	n.s.
t-Test: p	0,54			0,13	0,14		
mit 2: Part.Korr.				-0,640	-0,575		
Regr.koeff.				-0,233	-0,002	0,75906	n.s.
t-Test: p				0,09	0,14		
mit 1: Part.Korr.				-0,606			
Regr.koeff.				-0,258		0,60643	n.s.
t-Test: p				0,08			

Tab.4: Regressionsanalysen aller 16 Vpn (siehe Abschnitt 5.322, S.26) (S.54-59)

Regressionsanalysen	F3VV	F1V	F 2	GS1VV	IPO,02	Mult. Korr.	F-Test: p
Vp 4: Korr.mit T_3 (n=13)	0,209	0,046	-0,534	-0,318	-0,790		
mit 5: Part.Korr.	0,195	0,317	-0,699	-0,111	-0,872		
Regr.koeff.	0,005	0,015	-0,019	-0,017	-0,004	0,91866	<0,01
t-Test: p	0,62	0,41	0,04	0,78	0,002		
mit 4: Part.Korr.	0,334	0,310	-0,733		-0,873		
Regr.koeff.	0,007	0,014	-0,020		-0,004	0,91839	<0,01
t-Test: p	0,35	0,38	0,02		0,001		
mit 3: Part.Korr.	0,253		-0,706		-0,863		
Regr.Koeff.	0,006		-0,020		-0,004	0,90869	<0,01
t-Test: p	0,45		0,02		0,001		
mit 2: Part.Korr.			-0,698		-0,860		
Regr.koeff.			-0,019		-0,004	0,90213	<0,01
t-Test: p			0,01		0,000		
mit 1: Part.Korr.					-0,798		
Regr.koeff.					-0,004	0,79825	<0,01
t-Test: p					0,001		
Vp 5: Korr.mit T_3 (n=13)	0,633	0,317	-0,197	-0,346	-0,307		
mit 5: Part.Korr.	0,787	0,717	-0,396	0,246	-0,383		
Regr.koeff.	0,047	0,061	-0,011	0,051	-0,001	0,87047	<0,05
t-Test: p	0,01	0,03	0,29	0,52	0,31		
mit 4: Part.Korr.	0,817	0,715	-0,336		-0,367		
Regr.koeff.	0,041	0,063	-0,009		-0,001	0,86234	<0,05
t-Test: p	0,004	0,02	0,34		0,30		
mit 3: Part.Korr.	0,801	0,684			-0,392		
Regr.koeff.	0,041	0,061			-0,001	0,84385	<0,01
t-Test: p	0,003	0,02			0,23		
	Regressionsanalyse mit 2 Wettergrößen wegen schwach signifikanter Abweichung der Residuen von der Normalverteilung nicht verwertbar						
mit 1: Part.Korr.	0,633						
Regr.Koeff.	0,035					0,63253	<0,05
t-Test: p	0,02						
Vp 6: Korr.mit T_3 (n=11)	-0,030	0,289	-0,255	-0,505	-0,378		
	Regressionsanalyse mit 5 Wettergrößen wegen signifikanter Abweichung der Residuen von der Normalverteilung nicht verwertbar						
	Regressionsanalyse mit 4 Wettergrößen wegen schwach signifikanter Abweichung der Residuen von der Normalverteilung nicht verwertbar						
mit 3 Variablen:							
Part.Korr.		0,490		-0,599	-0,479		
Regr.koeff.		0,039		-0,180	-0,002	0,72116	n.s.
t-Test: p		0,18		0,09	0,19		
mit 2: Part.Korr.		0,409		-0,569			
Regr.koeff.		0,035		-0,189		0,61714	n.s.
t-Test: p		0,24		0,09			
mit 1: Part.Korr.				-0,505			
Regr.koeff.				-0,174		0,50532	n.s.
t-Test: p				0,11			

Regressionsanalysen	F3VV	F1V	F 2	GS1VV	IPO,02	Mult. Korr.	F-Test: p
Vp 7: Korr.mit T_3 (n=10)	0,758	-0,365	0,064	0,215	0,372		
Regressionsanalyse mit 5 Wettergrößen wegen Singularität der Covarianzmatrix nicht verwertbar							
mit 4 Variablen:							
Part.Korr.		-0,470	0,020	0,256	0,442		
Regr.koeff.		-0,033	0,001	0,061	0,002	0,59432	n.s.
t-Test: p		0,29	0,97	0,58	0,32		
mit 3: Part.Korr.		-0,470		0,266	0,444		
Regr.koeff.		-0,033		0,062	0,002	0,59587	n.s.
t-Test: p		0,24		0,52	0,27		
mit 2: Part.Korr.		-0,442			0,447		
Regr.koeff.		-0,032			0,002	0,55410	n.s.
t-Test: p		0,23			0,23		
mit 1: Part.Korr.					0,372		
Regr.koeff.					0,002	0,37216	n.s.
t-Test: p					0,29		
Vp 8: Korr.mit T_3 (n=12)	0,520	0,268	0,113	0,107	-0,294		
mit 5: Part.Korr.	0,876	0,606	-0,217	0,784	-0,503		
Regr.koeff.	0,053	0,037	-0,006	0,199	-0,001	0,89750	<0,05
t-Test: p	0,004	0,11	0,61	0,02	0,20		
mit 4: Part.Korr.	0,870	0,605		0,773	-0,485		
Regr.koeff.	0,051	0,037		0,189	-0,001	0,89129	<0,05
t-Test: p	0,002	0,08		0,01	0,19		
mit 3: Part.Korr.	0,844	0,579		0,726			
Regr.koeff.	0,052	0,040		0,185		0,85655	<0,05
t-Test: p	0,002	0,08		0,02			
mit 2: Part.Korr.	0,770			0,670			
Regr.koeff	0,049			0,194		0,77300	<0,05
t-Test: p	0,006			0,02			
mit 1: Part.Korr.	0,520						
Regr.koeff.	0,025					0,52006	n.s.
t-Test: p	0,08						
Vp 9: Korr.mit T_3 (n=13)	0,744	-0,186	-0,260	-0,682	-0,416		
mit 5: Part.Korr.	0,611	0,080	-0,203	-0,334	-0,501		
Regr.koeff.	0,031	0,005	-0,006	-0,077	-0,002	0,85571	n.s.
t-Test: p	0,08	0,84	0,60	0,38	0,17		
mit 4: Part.Korr.:	0,611		-0,200	-0,330	-0,503		
Regr.koeff.	0,030		-0,006	-0,076	-0,002	0,85626	<0,05
t-Test: p	0,06		0,58	0,35	0,14		
mit 3: Part.Korr.	0,589			-0,401	-0,514		
Regr.koeff.	0,029			-0,091	-0,002	0,84952	<0,01
t-Test: p	0,06			0,22	0,11		
mit 2: Part.Korr.	0,773				-0,504		
Regr.koeff.	0,040				-0,002	0,81697	<0,01
t-Test: p	0,003				0,09		
mit 1: Part.Korr.	0,744						
Regr.koeff.	0,042					0,74433	<0,01
t-Test: p	0,004						

Regressionsanalysen	F3VV	F1V	F 2	GS1VV	IPO,02	Mult. Korr.	F-Test: p
Vp 10: Korr.mit T_3 (n=13)	0,169	0,074	-0,438	-0,278	-0,633		
	Regressionsanalyse mit 5 Wettergrößen wegen schwach signifikanter Abweichung der Residuen von der Normalverteilung nicht verwertbar						
mit 4 Variablen: Part.Korr.		0,207	-0.420	-0,193	-0,640		
Regr.koeff.		0,017	-0,016	-0,041	-0,003	0,74547	n.s.
t-Test: p		0,57	0,23	0,59	0,05		
mit 3: Part.Korr.		0,164	-0,464		-0,643		
Regr.koeff.		0,013	-0,018		-0,004	0,73113	n.s.
t-Test: p		0,63	0,15		0,03		
mit 2: Part.Korr.			-0,450		-0,639		
Regr.koeff.			-0,017		-0,004	0,72282	<0,05
t-Test: p			0,14		0,03		
mit 1: Part.Korr.					-0,633		
Regr.koeff.					-0,004	0,63273	<0,05
t-Test: p					0,02		
Vp 11: Korr.mit T_3 (n=10)	-0,133	0,099	-0,253	-0,318	-0,458		
mit 5: Part.Korr.	0,111	0,248	-0,232	-0,205	-0,465		
Regr.koeff.	0,010	0,022	-0,008	-0,064	-0,002	0,59882	n.s.
t-Test: p	0,83	0,64	0,66	0,70	0,35		
mit 4: Part.Korr.		0,225	-0,205	-0,298	-0,477		
Regr.koeff.		0,016	-0,006	-0,082	-0,002	0,59118	n.s.
t-Test: p		0,63	0,66	0,52	0,28		
mit 3: Part.Korr.		0,211		-0,336	-0,478		
Regr.koeff.		0,016		-0,094	-0,002	0,56573	n.s.
t-Test: p		0,62		0,42	0,23		
mit 2: Part.Korr.				-0,315	-0,457		
Regr.koeff.				-0,089	-0,002	0,53807	n.s.
t-Test: p				0,41	0,22		
mit 1: Part.Korr.					-0,458		
Regr.koeff.					-0,002	0,45839	n.s.
t-Test: p					0,18		
Vp 12: Korr.mit T_3 (n=9)	0,143	0,470	-0,220	-0,207	0,329		
mit 5: Part.Korr.	0,469	0,628	-0,455	-0,022	-0,050		
Regr.Koeff.	0,081	0,102	-0,039	-0,010	-0,000	0,71466	n.s.
t-Test: p	0,43	0,26	0,44	0,97	0,94		
mit 4: Part.Korr.	0,516	0,642	-0,475		-0,058		
Regr.koeff.	0,083	0,102	-0,039		-0,000	0,71439	n.s.
t-Test: p	0,29	0,17	0,34		0,91		
mit 3: Part.Korr.	0,590	0,653	-0,504				
Regr.koeff.	0,078	0,100	-0,037			0,71325	n.s.
t-Test: p	0,16	0,11	0,25				
mit 2: Part.Korr.	0,395	0,573					
Regr.koeff.	0,045	0,093				0,58559	n.s.
t-Test: p	0,33	0,14					
mit 1: Part.Korr.		0,470					
Regr.koeff.		0,072				0,47035	n.s.
t-Test: p		0,20					

Regressionsanalysen	F3VV	F1V	F 2	GS1VV	IPO,02	Mult. Korr. F-Test: p
Vp 13: Korr.mit T_3 (n=12)	0,675	0,030	-0,228	-0,466	-0,172	
mit 5: Part.Korr.	0,660	0,260	-0,400	0,049	-0,198	
Regr.koeff.	0,040	0,020	-0,017	0,012	-0,001	0,76857 n.s.
t-Test: p	0,08	0,55	0,53	0,91	0,64	
mit 4: Part.Korr.	0,742	0,264	-0,404		-0,195	
Regr.koeff.	0,038	0,020	-0,017		-0,001	0,76754 n.s.
t-Test: p	0,02	0,49	0,28		0,61	
mit 3: Part.Korr.	0,741	0,275	-0,392			
Regr.koeff.	0,039	0,026	-0,016			0,75716 n.s.
t-Test: p	0,01	0,44	0,26			
mit 2: Part.Korr.	0,716		-0,389			
Regr.koeff.	0,036		-0,017			0,73299 <0,05
t-Test: p	0,01		0,24			
mit 1: Part.Korr.	0,675					
Regr.koeff.	0,035					0,67478 <0,05
t-Test: p	0,02					
Vp 14: Korr.mit T_3 (n=13)	0,506	0,138	-0,350	-0,687	-0,195	
mit 5:Part.Korr.	0,251	0,496	-0,285	-0,554	-0,111	
Regr.koeff.	0,012	0,043	-0,010	-0,166	-0,000	0,79550 n.s.
t-Test: p	0,52	0,17	0,46	0,12	0,78	
mit 4: Part.Korr.	0,255	0,496	-0,298	-0,554		
Regr.koeff.	0,012	0,043	-0,010	-0,168		0,79228 n.s.
t-Test: p	0,48	0,14	0,40	0,10		
mit 3: Part.Korr.		0,461	-0,246	-0,728		
Regr.koeff.		0,040	-0,008	-0,211		0,77565 <0,05
t-Test: p		0,15	0,47	0,01		
mit 2: Part.Korr.		0,447		-0,754		
Regr.koeff.		0,040		-0,225		0,76004 <0,05
t-Test: p		0,15		0,005		
mit 1: Part.Korr.				-0,686		
Regr.koeff.				-0,200		0,68635 <0,01
t-Test: p				0,01		
Vp 15: Korr.mit T_3 (n=12)	0,671	0,005	-0,214	-0,231	-0,484	
mit 5: Part.Korr.	0,909	0,250	-0,743	0,730	-0,802	
Regr.koeff.	0,106	0,021	-0,048	0,282	-0,006	0,93869 <0,01
t-Test: p	0,002	0,55	0,03	0,04	0,02	
mit 4: Part.Korr.	0,903		-0,740	0,729	-0,799	
Regr.koeff.	0,105		-0,049	0,288	-0,006	0,93494 <0,01
t-Test: p	0,001		0,02	0,03	0,01	
mit 3: Part.Korr.	0,788		-0,488		-0,660	
Regr.koeff.	0,070		-0,034		-0,005	0,85508 <0,05
t-Test: p	0,01		0,15		0,04	
mit 2: Part.Korr.	0,734				-0,599	
Regr.koeff.	0,067				-0,005	0,80448 <0,01
t-Test: p	0,01				0,05	
mit 1: Part.Korr.	0,671					
Regr.koeff.	0,070					0,67083 <0,05
t-Test: p	0,02					

Regressionsanalysen	F3VV	F1V	F 2	GS1VV	IPO,02	Mult. Korr.	F-Test: p
Vp 16: Korr.mit T_3 (n=11)	-0,070	0,080	-0,332	0,179	-0,250		
mit 5: Part.Korr.	0,180	0,229	-0,352	-0,001	-0,301		
Regr.koeff.	0,013	0,017	-0,011	-0,000	-0,001	0,46213	n.s.
t-Test: p	0,70	0,62	0,44	0,999	0,51		
mit 4: Part.Korr.	0,217	0,237	-0,384		-0,318		
Regr.koeff.	0,013	0,017	-0,011		-0,001	0,46646	n.s.
t-Test: p	0,61	0,57	0,35		0,44		
mit 3: Part.Korr.		0,144	-0,334		-0,252		
Regr.koeff.		0,009	-0,009		-0,001	0,42493	n.s.
t-Test: p		0,71	0,38		0,51		
mit 2: Part.Korr.			-0,322		-0,236		
Regr.koeff.			-0,009		-0,001	0,40017	n.s.
t-Test: p			0,36		0,51		
mit 1: Part.Korr.			-0,332				
Regr.koeff.			-0,009			0,33268	n.s.
t-Test: p			0,32				
Vp 17: Korr.mit T_3 (n=11)	0,188	-0,061	0,227	-0,387	-0,692		
mit 4 Variablen:	Regressionsanalyse mit 5 Wettergrößen wegen Singularität der Covarianzmatrix nicht verwertbar						
Part.Korr.		0,069	0,568	-0,610	-0,795		
Regr.koeff.		0,004	0,018	-0,176	-0,005	0,85151	n.s.
t-Test: p		0,87	0,14	0,11	0,02		
mit 3: Part.Korr.			0,568	-0,607	-0,794		
Regr.koeff.			0,018	-0,174	-0,005	0,85003	<0,05
t-Test: p			0,11	0,08	0,01		
mit 2: Part.Korr.				-0,463	-0,720		
Regr.koeff.				-0,142	-0,004	0,76834	<0,05
t-Test: p				0,18	0,02		
mit 1: Part.Korr.					-0,692		
Regr.koeff.					-0,005	0,69238	<0,05
t-Test: p					0,02		
Vp 18: Korr.mit T_3 (n=13)	0,511	0,169	0,020	-0,389	-0,768		
mit 5: Part.Korr.	0,697	0,673	0,403	-0,270	-0,908		
Regr.koeff.	0,026	0,040	0,008	-0,041	-0,005	0,94417	<0,01
t-Test: p	0,04	0,05	0,28	0,48	0,001		
mit 4: Part.Korr.	0,823	0,649	0,332		-0,902		
Regr.koeff.	0,031	0,039	0,007		-0,005	0,93904	<0,01
t-Test: p	0,004	0,04	0,35		0,0004		
mit 3: Part.Korr.	0,806	0,642			-0,889		
Regr.koeff.	0,031	0,041			-0,005	0,93114	<0,01
t-Test: p	0,003	0,03			0,0002		
mit 2: Part.Korr.	0,671				-0,853		
Regr.koeff.	0,026				-0,005	0,87984	<0,01
t-Test: p	0,02				0,002		
mit 1: Part.Korr.					-0,766		
Regr.koeff.					-0,005	0,75772	<0,01
t-Test: p					0,002		

LITERATURVERZEICHNIS

ADAMS, A.E.: Variations in the potency of thyrotrophic hormone of the pituitary in animals. Quart.Rev.Biol.21, 1 (1946).

ADLER, L.: Untersuchungen über die Entstehung der Amphibienneotonie. Zugleich ein Beitrag zur Physiologie der Amphibienschilddrüse. Pflügers Arch.ges.Physiol. 164, 1 (1916).

- : Schilddrüse und Wärmeregulation (Untersuchungen an Winterschläfern). Naunyn-Schmiedeberg's Arch.exp.Path.Pharmak. 86, 159 (1920).

ANDERSSON, B., EKMAN, L., GALE, C.C. und SUNDSTEN, J.W.: Control of thyrotrophic hormone (TSH) secretion by the "heat loss center". Acta physiol.scand. 59, 12 (1963).

ANDERSSON, B.: Hypothalamic temperature and thyroid activity. In: Brain-Thyroid-Relationships, hrsg. von M.P.CAMERON u. M.O'CONNOR. Ciba Foundation Study Group No.18, Churchill, London 1964.

ASCHOFF, L. und SOUROUR, M.F.: Schilddrüse und Epithelkörperchen bei Licht- und Dunkeltieren. Zbl.allg.Path.path.Anat. 33, 1, 19 (1922).

ASSMANN, D.: Die Wetterfühligkeit des Menschen. VEB Gustav Fischer Verlag, Jena 1963.

BERG , G.R., UTIGER, R.D., SCHALCH, D.S. und REICHLIN, S.: Effect of central cooling in man on pituitary-thyroid function and growth hormone secretion. J.appl.Physiol. 21, 1791 (1966).

BMD - Biomedical Computer Programs, Ed. DICKSON, W.J., Univ. of California, Los Angeles 1965.

BROWN-GRANT, K., HARRIS, G.W. und REICHLIN, S.: The effect of emotional and physical stress on thyroid activation in the rabbit. J.Physiol. (Lond.) 126, 29 (1954).

CHAUDHURI, S. und SADHU, D.P.: Thyroid activity at higher ambient temperatures. Nature (Lond.) 192, 560 (1961).

DAUBERT, K.: Spezifische Reizkomponenten des Wetters und ihre Beziehung zum gesunden und kranken Organismus. Med.-Met. Hefte 13, 63 (1958).

- : Reizarme Wetterlagen in Südwestdeutschland. Z.angew.Bäder- u.Klimaheilk. 13, 662 (1966).

- und AICHINGER, F.: Wetter - Klima - Haut. Aus: Hdb.f.Dermatologie und Venerologie, hrsg. von GOTTRON u. SCHÖNFELD, Bd. I Teil 2, S.1005-1054. Georg Thieme Verlag, Stuttgart 1962.

EINHORN, J.: Acta radiol. (Stockh.) Suppl. 160, 1958, zitiert nach SÖDERBERG (1959).

FISHER, R.A.: Statistical methods for research workers. 13.A., Oliver & Boyd, Edinburgh 1958.

FLORSHEIM, W.H., AUSTIN, N.S. und VELCOFF, S.M.: Neuroendocrine control of thyrotrophic secretion in the rat. Endocrinology 72, 812 (1963).

GEPPERT, M.P.: Vorlesungen.

GIESE, W., HÖRSTEBROCK, R.: Allgemeine Pathologie des exogenen quantitativen Nahrungsmangels. In: Hdb.d.Allg.Pathologie, hrsg. von F.BÜCHNER, E.LETTERER und F.ROULET, Band XI Teil 1, S.505-507, Springer-Verlag, Berlin, Göttingen, Heidelberg 1962.

GIBSON, J.G.: Emotions and the thyroid gland: a critical appraisal. J.Psychosom.Res. 6, 93 (1962).

HALD, A.: Statistical theory with engineering applications. Wiley, New York 1952.

HAMOLSKY, M.W., STEIN, M. und FREEDBERG, A.S.: The thyroid-hormone-plasma protein complex in man. II. A new in vitro method for study of "uptake" of labelled hormonal components by human erythrocytes. J.clin.Endocr. 17, 33 (1957).

- , GOLODETZ, A. und FREEDBERG, A.S.: The plasma protein-thyroid-hormone complex in man. III. Further studies on the use of the in vitro red blood cell uptake of I^{131}-l-triiodothyronine

as a diagnostic test of thyroid function. J.clin.Endocr. 19, 103 (1959).

HANBURY, E.M.: Thyroid function after trauma in man. Metabolism 8, 904 (1959).

HARRIS, G.W.: A summary of some recent research on brain-thyroid relationships. In: Brain-Thyroid-Relationships, hrsg. von M.P.CAMERON und M.O'CONNOR. Ciba Foundation Study Group No. 18, Churchill, London 1964.

HENTSCHEL, G.: Meteorotropismus im Tagesrhythmus des menschlichen Befindens. Angew.Meteorol. 1, 283 (1953).

HETZEL, B.S., SCHOTTSTAEDT, W.W., GRACE, W.J. und WOLFF, G.: Changes in urinary nitrogen and electrolyte excretion during stressful life experiences and their relations to thyroid function. J.psychosom.Res. 1, 177 (1956).

HILDEBRANDT, G.: Biologische Rhythmen und ihre Bedeutung für die Bäder- und Klimaheilkunde. In: Hdb.d.Bäder- u.Klimaheilkunde, hrsg. von W.AMELUNG und A.EVERS. F.K.Schattauer Verlag, Stuttgart 1962.

INGBAR, S.H. und FREINKEL, N.: ACTH, cortisone and the metabolism of iodine. Metabolism 5, 652 (1956).

KALLEE, E.: Diskussionsbemerkung zum Vortrag KLEIN, E. und BERGHOFF, A. In: Radioaktive Isotope in Klinik und Forschung, Band 4, S.335, Urban u. Schwarzenberg, München-Berlin 1960.

KEITEL, H.G. und SHERER, M.G.: Marked depression of the plasma protein-bound iodine concentration in the absence of clinical hypothyroidism during testosterone medication. J.clin. Endocr. 17, 854 (1957).

KNAPP, U.: Beeinflussung des ^{131}J-Trijodthyronintests der Erythrozyten durch einige methodische, medikamentöse und andere extrathyreoidale Faktoren. Med.Diss.Tübingen 1967, im Druck.

KÖNIG, H.: Niederfrequente Impulsfolgen der atmosphärischen Impulsstrahlung in Abhängigkeit vom Wetter. Z.angew.Bäder- u. Klimaheilkunde 9, 477 (1962).

LEBLOND, C.P. , GROSS, J., PEACOCK, W. und EVANS, R.D.: Metabolism of radioiodine in the thyroids of rats exposed to high or low temperatures. Amer.J.Physiol. 140, 671 (1943).

LEE, N.D. und PILEGGI, V.J.: Role of Triiodothyronine-I^{131} purity in T_3-Tests. Proc.Soc.exp.Biol. 106, 684 (1961).

LOWE, G.H., IVY, A.C. und BROCK, S.: The effects of bilateral cervical sympathectomy on thyroid activity. Endocrinology 36, 130 (1945).

LUDWIG, W. und RANSCHT-FROEMSDORFF, W.R.: Energiebetrachtungen von Atmospherics an Synapsenpotentialen in freier und bei künstlicher "Null-Lage". Z.angew.Bäder-u.Klimaheilk.13, 727 (1966).

MALKASIAN, G.D.Jr. und TAUXE, W.N.: Uptake of L-triiodothyronine-131-I by erythrocytes during pregnancy. J.clin.Endocr. 25, 923 (1965).

MARGOLESE, M.S. und GOLUB, O.J.: Daily fluctuations of the serum protein-bound iodine level. J.clin.Endocr. 17, 849 (1957).

MILIN, R.: Influence de la lumière sur la structure de la glande thyroide. Med.Pregl.13, 14, 15 (1952); zitiert nach TROMP (1963).

MILLS, C.A.: The effects of external temperature, morphine, quinine and strychnine on thyroid activity. Amer.J.Physiol. 46, 329 (1918).

MURPHY, M.E.: Routine clinical laboratory use of an in vitro radioisotope procedure. Amer.J.med.Technol. 25, 381 (1959).

PARROW, A. und TAUBE, A.: Measurement error in the RCU (red-cell uptake) test. Acta Soc.Med.Upsalien 66, 275 (1961).

RANSCHT-FROEMSDORFF, W.R.: Beeinflussung der nervalen Information durch niederfrequente Schwankungen von Umweltfaktoren. Z.angew.Bäder-u.Klimaheilk. 9, 462 (1962).

- : Atmospherics als Zeitgeber 2.Ordnung. Tagungsbericht der Gemeinsamen Tagung der Deutschen Gesellschaft für Biophysik usw., Wien 1964.

RAO, C.R.: Linear Statistical Inference and Its Applications. Wiley, New York 1965.

REICHLIN, S.: Function of the hypothalamus in regulation of pituitary-thyroid activity. In: Brain-Thyroid Relationships hrsg. von M.P.CAMERON u. M.O'CONNOR. Ciba Foundation Study Group No. 18, Churchill, London 1964.

SEMPREBENE, L., BENEDETTE, G.A., PAVONI, P. und ANDREANI, D.: Lo studio del consumo calorico, della captazione tiroidea dello ^{131}-J, e della scomparsa plasmatica della L-tiroxina nei ratti. Effetti della castrazione in epoca prepuberale o postpuberale. Acta isotop. (Padova) 3, 29 (1963).

SODEE, M.D.B.: Clinical usefulness of the T_3-Test. J.Amer.med. Ass. 185, 100 (1963).

SÖDERBERG, U.: Temporal characteristics of thyroid activity. Physiol.Rev. 39, 777 (1959).

SOLLBERGER, A.: Biological Rhythm Research. Elsevier, Amsterdam 1965.

STAMM, D.: Tagesschwankungen der Konzentration diagnostisch wichtiger Blutbestandteile. Habil.-Schrift Gießen, 1966.

TAUXE, W.N. und YAMAGUCHI, M.Y.: Variants affecting results of red cell triiodothyronine uptake test. Am.J.Clin.Path. 36, 1 (1961).

TINGLEY, W.O., MORISS, A.W. und HILL, S.R.: Studies on diurnal variation and responses to emotional stress of the thyroid-gland. Clin.Res.Proc. 1, 134 (1958).

TROMP, S.W.: Medical Biometeorology. Elsevier Amsterdam 1963.

UOTILA, U.U.: Role of pituitary stalk in regulation of thyrotrophic and thyroid activity. Proc.Soc.exp.Biol. 41, 106 (1939a).

- : The role of the cervical sympathetics in the regulation of thyroid and thyrotrophic function. Endocrinology 25, 63 (1939b).

VERZÁR, F. und VIDOVIĆ, V.: Die Wirkung von Nebennierenrindenhormon auf die Funktion der Thyroidea, untersucht mit ^{131}J. Helv.physiol.pharmacol.Acta 9, 214 (1951).

VOLPE, R., VALE, J. und JOHNSTON, M.W.: The effects of certain physical and emotional tensions and strains on fluctuations in the level of serum protein-bound iodine. J.clin.Endocr. 20, 415 (1960).

WILSON, O.: Field study of the effect of cold exposure and increased muscular activity upon metabolic rate and thyroid function in man. Fed.Proc. 25, 1357 (1966).

ZENKER, H.: Über Beziehungen zwischen Wärmeempfindung und Lufttemperatur auf einer Liegehalle und in einem Krankenzimmer. Arch.physik.Therap. 12, 57 (1960).

ZURMÜHL, R.: Praktische Mathematik. Springer-Verlag, Berlin 1965.

Herrn Prof.Dr. E.Kallee danke ich für die Überlassung des Themas.

Frau Prof.Dr. M.P.Geppert, Herrn Dipl.Math. Gulbinat und Herrn Dipl.Phys. E.Wechselberger möchte ich für mathematisch-statistische Beratung herzlich danken.

Herrn Dipl.Ing. K.Daubert gilt mein Dank für seine eingehende Beratung bei medizin-meteorologischen Fragen.

Dem Deutschen Rechenzentrum Darmstadt (DRZ), insbesondere Herrn Dr. Gebhardt, bin ich für Programmierung und Durchführung der umfangreichen statistischen Berechnungen dankbar. Die Benutzung der Rechenanlage des DRZ war durch die Hilfe der Deutschen Forschungsgemeinschaft möglich.

Dem Rechenzentrum der Universität Tübingen danke ich für die Unterstützung bei den ersten Rechenarbeiten.

Lebenslauf

Am 25. September 1943 wurde ich in Posen geboren. Die Schulzeit verbrachte ich in Heilbronn/Neckar; am dortigen Theodor-Heuß-Gymnasium machte ich im Frühjahr 1962 Abitur. Von 1962 bis 1966 war ich an der Medizinischen Fakultät der Universität Tübingen immatrikuliert und legte dort im Oktober 1964 die ärztliche Vorprüfung ab. Seit dem Sommersemester 1966 studierte ich in Gießen. Vor dem dortigen Prüfungsausschuß habe ich am 25. Januar 1968 das Staatsexamen bestanden.

Gahmig-Druck · 63 Gießen · Klinikstr. 21 · Tel. 78546

Gahmig-Druck · 63 Gießen · Klinikstr. 21 · Tel. 78546